



# Educação e Mercado de Trabalho em Portugal

Retornos e Transições

---



Projecto: 000 598 402 012

Apoios: POAT FSE – Programa Operacional de Assistência Técnica do Fundo Social Europeu



UNIÃO EUROPEIA

Fundo Social Europeu



POATFSE: gerir, conhecer e intervir.

# FICHA TÉCNICA

## *AUTORES*

Carla Sá, Célio Oliveira, João Cerejeira, Marta Simões, Miguel Portela, Pedro Teixeira, Priscila Ferreira, Sandra Sousa e Sílvia Sousa.

Escola de Economia e Gestão, Universidade do Minho, Campus de Gualtar, 4710-057, Braga

## *NOTAS BIOGRÁFICAS*

Carla Sá, Doutorada em Economia, Universidade Livre de Amesterdão/Tinbergen Institute, Holanda, 2006. Professora Auxiliar, Universidade do Minho, 2007. Investigadora no NIPE (Núcleo de Investigação em Políticas Económicas), Universidade do Minho, e colaboradora no CIPES (Centro de Investigação de Políticas do Ensino Superior), Universidade de Aveiro e Universidade do Porto.

Célio Oliveira, Mestre em Economia, Universidade do Minho, 2014. Bolseiro no INE (Instituto Nacional de Estatística).

João Cerejeira, Doutorado em Economia, Instituto Universitário Europeu (EUI), Florença, Itália, 2007. Professor Auxiliar, Universidade do Minho, 2007. Investigador no NIPE, Universidade do Minho.

Marta Simões, Doutorada em Economia, Universidade de Coimbra, 2006. Professora Auxiliar, Universidade de Coimbra, 2006. Investigadora no GEMF (Grupo de Estudos Monetários e Financeiros), Universidade de Coimbra.

Miguel Portela, Doutorado em Economia, Universidade de Amesterdão/Tinbergen Institute, Holanda, 2007. Professor Associado, Universidade do Minho, 2014. Investigador no NIPE, Universidade do Minho, e Investigador Associado no IZA, Bonn.

Pedro Teixeira, Doutorado em Economia, Universidade de Exeter, Reino Unido, 2003. Professor Associado, Universidade do Porto, 2008. Diretor do CIPES, 2013. Secretário-geral, CHER – Consortium of Higher Education Researchers, 2013 (membro desde 2007). Vice-Chair, Council da ESHET – European Society for the History of Economic Thought, 2012 (membro desde 2008). Investigador Associado no IZA, Bonn, na rede PROPHE (Program of Research on Private Higher Education), e no CIPES.

Priscila Ferreira, Doutorada em Economia, Universidade de Essex (ISER), Reino Unido, 2009. Professora Auxiliar, Universidade do Minho, 2009. Investigadora e Directora do Núcleo de Investigação em Microeconomia Aplicada (NIMA), Universidade do Minho.

Sandra Sousa, Bolseira FCT (Fundação para a Ciência e a Tecnologia), Doutoranda em Economia, Universidade do Minho.

Sílvia Sousa, Doutorada em Economia, Instituto Universitário Europeu (EUI), Florença, Itália, 2006. Professora Auxiliar, Universidade do Minho, 2006. Investigadora no NIPE, Universidade do Minho.

# SUMÁRIO EXECUTIVO

*A capacidade de resposta do mercado de trabalho português aos desafios da globalização depende da qualidade da sua força de trabalho. Avaliar a qualidade do capital humano implica aferir o impacto do sistema educativo na força de trabalho, quer ao nível do indivíduo, quer ao nível da sociedade.*

*A importância da avaliação da educação, vem reforçada pela dimensão do investimento público realizado neste domínio no passado recente.*

*Apesar da tendência positiva observada na escolaridade média da população, Portugal continua num patamar de escolarização abaixo da média dos países da OCDE.*

1. A adesão de Portugal à União Europeia em 1986 coincide com a aprovação da estratégia para a concretização de um mercado interno no espaço europeu, colocando desafios às economias dos países europeus e em particular à economia portuguesa, em matéria de produtividade e competitividade. O tradicional paradigma de competitividade assente em baixos salários é exposto a um nível de concorrência sem precedentes, revelando-se inadequado para fazer face a este novo contexto de mercados integrados, caracterizados por uma livre circulação de bens, serviços e fatores produtivos. A capacidade de resposta do mercado de trabalho português é testada, assim como a qualidade da sua força de trabalho, do seu capital humano. Avaliar a qualidade do capital humano implica, também, aferir o impacto do sistema educativo na força de trabalho, quer ao nível do indivíduo, quer ao nível da sociedade.
2. A importância da avaliação do impacto do sistema educativo ou, de uma forma geral, da educação, vem reforçada pela dimensão do investimento público realizado neste domínio no passado recente, transversal aos países desenvolvidos. Portugal, não sendo exceção no que a esta tendência de investimento público diz respeito, suscita uma atenção acrescida decorrente do seu atraso histórico em termos da escolaridade da sua população, em geral, e da sua população ativa, em particular.
3. Este atraso histórico persiste nas estatísticas relativas ao nível de escolaridade médio da população portuguesa, independentemente da evolução positiva observada nas últimas décadas. De facto, a tendência positiva observada na escolaridade média da população portuguesa, que será reflexo não só do investimento realizado, mas também das medidas de política implementadas, designadamente aquelas que se traduziram num aumento da escolaridade obrigatória, não conse-

*Por outro lado, é entre a camada mais jovem, a mais escolarizada, que, no passado recente, se observam as mais elevadas taxas de desemprego registadas no nosso país. Importa perceber se o investimento em educação compensa.*

*A riqueza na abordagem teórica da relevância da educação para o mercado de trabalho e, conseqüentemente, para a economia, permite o enquadramento de um conjunto de questões reveladoras da eficácia, ou não, do investimento em educação, para o indivíduo e para a sociedade.*

guiu colocar Portugal num patamar de escolarização próximo da média dos países da OCDE. O aumento da escolaridade média, em particular das camadas mais jovens, revela-se ainda insuficiente, reque-rendo uma manutenção do investimento e do esforço de escolarização da população portuguesa. Se Portugal pretender, de facto, cumprir as metas europeias para 2020 neste domínio, metas essas que, no que a Portugal dizem respeito, são relativamente ambiciosas (reduzir para 10% a taxa de abandono escolar; aumentar para 40% a percentagem da população entre os 30 e 34 anos com ensino superior). Paradoxal-mente, é entre esta camada mais jovem, a mais escolarizada da nossa história, que, no passado recente, se observam as mais elevadas ta-xas de desemprego registadas no nosso país. Urge portanto compre-ender tal paradoxo e desmontar os seus ecos na comunicação social e no debate público, sob a forma da ideia de que o investimento em educação não compensa.

4. A importância da educação, num contexto de mercado de trabalho, encontra fundamento no postulado das teorias do capital humano, se-gundo o qual o investimento em educação, ao proporcionar uma força de trabalho mais qualificada e potencialmente mais produtiva, contri-bui para o crescimento económico, sendo este fator particularmente relevante num contexto de globalização. Numa outra perspetiva, veicu-lada por teorias que consideram a educação como um mecanismo sinalizador da produtividade do indivíduo, a educação assume particu-lar importância enquanto instrumento para a tomada de decisão por parte dos empregadores. A riqueza na abordagem teórica da relevân-cia da educação para o mercado de trabalho e, conseqüentemente, para a economia, permite o enquadramento de um conjunto de ques-tões reveladoras da eficácia, ou não, do investimento em educação, para o indivíduo e para a sociedade.
5. Na presente análise, não se abordando o impacto a nível agregado do investimento em educação, exploram-se facetas complementares rela-

*Numa primeira abordagem, é investigada a existência e dimensão de retornos individuais/privados da educação, identificados como a variação no salário passível de ser imputada a aumentos na escolaridade. Analisando-se o período de 1986 a 2009, os resultados sugerem que os retornos são positivos e, em particular, são mais elevados entre aqueles que possuem o ensino superior.*

*Numa segunda abordagem, é explorada a importância da educação ao nível das transições no mercado de trabalho, entre as situações de empregado e desempregado.*

*Os resultados alcançados sugerem que a segurança no emprego aumenta com a escolaridade, em particular num contexto de abrandamento ou recessão económica. Adicionalmente, a escolaridade ao nível do ensino superior, aumenta a probabilidade de um indivíduo desempregado encontrar emprego, mesmo em períodos de abrandamento ou recessão económica*

tivas ao seu impacto sobre os indivíduos. Assim, numa primeira abordagem, é investigada a existência e dimensão de retornos individuais/privados da educação, identificados como a variação no salário passível de ser imputada a aumentos na escolaridade. Pautada por uma preocupação de rigor metodológico, a análise traduz-se na estimação dos retornos da educação entre a população empregada, no período de 1986 a 2009, sugerindo que estes existem, são positivos e, em particular, são mais elevados entre aqueles que possuem o ensino superior. Estudar, em termos salariais, compensa.

6. Numa segunda abordagem, é explorada a importância da educação ao nível das transições no mercado de trabalho, sob duas perspetivas alternativas. Por um lado, pretende-se compreender em que medida o investimento em educação protege o trabalhador empregado duma potencial situação de desemprego e, por outro, em que medida o investimento em educação promove a empregabilidade do trabalhador desempregado, aumentando as suas perspetivas de emprego. Foram analisadas as transições no mercado de trabalho da população portuguesa, no período de 1998 a 2010, tendo por base um tratamento rigoroso da informação e a adoção de metodologias adequadas. A janela temporal trabalhada permitiu ainda pesquisar a influência da crise económica no impacto do investimento em educação nessas transições.

7. Os resultados alcançados sugerem que a segurança no emprego aumenta com a escolaridade, em particular num contexto de abrandamento ou recessão económica. Sugerem ainda que um maior nível de escolaridade, em particular, o ensino superior, aumenta a probabilidade de indivíduo desempregado encontrar emprego, mesmo em períodos de abrandamento ou recessão económica, em que esta probabilidade é relativamente mais afetada, em termos negativos. Estudar, em termos de segurança no emprego, compensa. Estudar, em termos de empregabilidade, também compensa.

## ÍNDICE GERAL

1	Introdução.....	8
2	Educação e Mercado de Trabalho em Portugal.....	12
2.1	Educação.....	12
2.2	Mercado de Trabalho.....	16
2.3	Educação e Mercado de Trabalho.....	18
3	Retornos Privados da Educação.....	22
3.1	Retornos da Educação nos Países Desenvolvidos: Resultados e Métodos.....	22
3.2	Retornos da Educação em Portugal.....	25
3.3	Retornos da educação em Portugal: um Contributo Recente.....	28
3.3.1	Metodologia e Dados.....	29
3.3.2	Resultados Empíricos.....	34
3.3.3	Considerações Finais.....	51
4	Empregabilidade.....	53
4.1	Transições no Mercado de Trabalho: Resultados e Métodos.....	54
4.2	Transições no Mercado de Trabalho em Portugal.....	58
4.2.1	Metodologia e Dados.....	59
4.2.2	Transição de Emprego para Desemprego.....	61
4.2.3	Transição de Desemprego para Emprego.....	71
4.2.4	Considerações Finais.....	83
5	Conclusões.....	86
6	Referências.....	90
	Anexo Metodológico.....	103

A.	1. Retornos Privados da Educação	103
A.1.1:	Descrição dos Dados	103
A.1.2:	Método das Variáveis Instrumentais	104
A.	2: Empregabilidade e Transições no Mercado de Trabalho	114
A.2.1:	Descrição dos Dados	114
A.2.2:	Modelos <i>Proportional Hazard</i>	123
A 2.3:	Uma definição Alternativa do Nível de Educação	124
A. 2.3.1:	Transição do Emprego para o Desemprego	124
A. 2.3. – 2	- Transição do Desemprego para o Emprego	126

## **ÍNDICE DE TABELAS**

Tabela 2:1 - Resumo das principais leis de escolaridade obrigatória em Portugal .....	12
Tabela 2:2 – Comparação da variabilidade das taxas de retorno da educação ao longo da distribuição salarial: 16 Países (1995).....	20
Tabela 3:1 – Estatísticas descritivas - trabalhadores .....	31
Tabela 3:2 – Estatísticas descritivas - empresas .....	33
Tabela 3:3 – Resultados MMQ .....	38
Tabela 4:1 – Risco de desemprego (1998-2008) .....	63
Tabela 4:2 – Risco de desemprego (1998-2010).....	67
Tabela 4:3 – Risco de emprego (1998-2008) .....	74
Tabela 4:4 – Risco de emprego (1998-2010) .....	79



## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 2:1- Gastos em instituições de ensino em % do PIB, de origem pública e privada, 1995-2010 .....	13
Figura 2:2- Percentagem de população com o ensino secundário ou superior completo, por grupo etário (2012) .....	14
Figura 2:3- Percentagem de população com o ensino superior, por grupo etário (2012) .....	15
Figura 2:4 - Percentagem de estudantes em cada nível de qualificação na escala de matemática do PISA 2012 .....	15
Figura 2:5 - População ativa por nível de escolaridade mais elevado completo (em % do total), 1998-2013 .....	16
Figura 2:6 – Taxa de desemprego, por sexo, 1998-2013 .....	17
Figura 2:7 – Taxa de desemprego, por grupo etário, 1998-2010 .....	18
Figura 2:8 – Taxa de retorno do investimento em educação .....	19
Figura 3:1 - Evolução da escolaridade dos trabalhadores, 1986-2009 .....	32
Figura 3:2 - Retornos da educação em Portugal, 1986-2009 (MMQ) .....	34
Figura 3:3 - Retornos da educação em Portugal entre 1986-2009 (MMQ), por níveis de escolaridade .....	36
Figura 3:4 - Educação média por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1930-1949 .....	45
Figura 3:5 - Educação média por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1950-1966 .....	45
Figura 3:6 - Educação média por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1967-1980 .....	46
Figura 3:7 - Salário médio por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1930-1949 ..	46
Figura 3:8 - Salário médio por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1950-1966 ..	47
Figura 3:9 - Salário médio por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1967-1980 ..	47
Figura 3:10 - Estimativas do MMQ e VI dos retornos da educação dos homens nascidos em 1930-1949 .....	49
Figura 3:11 - Estimativas do MMQ e VI dos retornos da educação dos homens nascidos em 1950-1966 .....	49
Figura 3:12 - Estimativas do MMQ e VI dos retornos da educação dos homens nascidos em 1967-1980 .....	50



# 1 INTRODUÇÃO

A adesão de Portugal à União Europeia, em 1986, implicou importantes desafios para o mercado de trabalho português, decorrentes da antecipação da concretização de um mercado global, com elevados níveis de concorrência entre países. Tais desafios exigiam uma reestruturação do mercado de trabalho, traduzida em novas estratégias e na afetação de recursos significativos ao investimento em tecnologias modernas e à qualificação da população. No início do presente século, observou-se um aumento generalizado no investimento em educação, transversal à maioria dos países da União Europeia, incluindo Portugal (OECD, 2009).<sup>1</sup>

Neste contexto e atendendo à dimensão dos investimentos realizados, tornou-se importante aferir o impacto destes, ou seja, determinar os retornos da educação, tendo em conta o nível de escolaridade alcançado. Em particular, aferir o seu impacto na participação dos portugueses no mercado de trabalho e nos salários auferidos. De facto, nas últimas décadas, este tema tem sido alvo de debate, com um número crescente de investigadores interessados em desmistificar as questões relacionadas com o investimento em educação e em determinar em que medida esses investimentos estão a ser utilizados de forma eficiente por parte dos decisores públicos,<sup>2</sup> para quem um maior e melhor conhecimento dos impactos dos investimentos em educação, quer a nível individual, quer a nível coletivo, reveste-se de particular importância.

Ao longo da história recente, foram surgindo visões diferentes do contributo económico da educação. No entanto, a teoria do capital humano veio alterar a perspetiva dos economistas, cientistas sociais e decisores políticos nesta matéria (Teixeira *et al.*, 2014). O contributo da investigação em economia é enfatizado, sobretudo em meados do século XX, por economistas determinados em identificar como é que as despesas sociais contribuiriam para um aumento da riqueza. Com os trabalhos de Theodore W. Schultz (1902-1998), Gary Becker (1930) e Jacob Mincer (1922-2006),

---

<sup>1</sup> Os gastos em educação por estudante, no ensino não superior, subiram 24%, de 2000 para 2006, e no ensino superior, 11%, no que concerne os países da OCDE. No caso de Portugal registou-se um aumento nos gastos com educação por estudante de 12% e 35% no ensino não superior e ensino superior, respetivamente.

<sup>2</sup> Refira-se o trabalho seminal de Becker (1962) onde o investimento em educação é tratado como um investimento em capital, a partir do qual surge uma panóplia de estudos que abordam os retornos do investimento em educação (ver, por exemplo, as avaliações de Card, 1999; Harmon *et al.*, 2003, e a meta-análise de Ashenfelter *et al.*, 1999, para a pesquisa em retornos privados à educação; la Fuente e Ciccone, 2003, para a pesquisa abordando o impacto da educação sobre a chamada "knowledge economy" através de modelos de crescimento; e Acemoglu e Angrist, 2001, ou Oreopoulos e Salvanes, 2011, para a investigação sobre externalidades mais amplas associadas à educação).

a educação passou a ser encarada como um investimento tendo em vista o aumento da produtividade e a riqueza futura da população (Teixeira *et al.*, 2014). Contudo, a partir da Segunda Guerra Mundial, a preocupação em compreender melhor o crescimento económico mantém-se e, paralelamente aos estudos sobre o capital físico e a sua importância para o crescimento económico, surge uma crescente preocupação com o capital humano e o seu nível de conhecimento. São as teorias do crescimento que vão enfatizar a educação como fator essencial à produção de bens (Mankiw, Romer e Weil, 1992; Lucas, 1988), assim como motor importante para a produção e assimilação de conhecimento (Nelson e Phelps, 1966; Romer, 1990; Hall e Jones, 1999; Jones, 2002 e 2005), que proporcionará o crescimento da produtividade.

O estudo do papel da educação assume então novas questões, surgindo o interesse em investigar a associação entre o nível de escolaridade e os rendimentos individuais, bem como a forma como estes são distribuídos, e em explorar, neste contexto, determinados acontecimentos no mercado de trabalho. A contínua aproximação entre a análise económica e o estudo do mercado de trabalho, potenciou uma melhoria nos métodos de investigação quantitativa, que alertavam para o papel da educação como fator-chave para o mercado de trabalho.

Contudo, a teoria do capital humano e a forma como esta evoluía nos campos da educação não estavam isentas de algum ceticismo, decorrente do receio de que esta associação entre educação e economia pusesse em causa o principal motivo da educação, que seria proporcionar um maior desenvolvimento pessoal e intelectual (Teixeira *et al.*, 2014). Além disso, permanecia a dúvida de que os investimentos nesta matéria fossem passíveis de se analisar numa abordagem custo-benefício, existindo o risco de se descurar potenciais benefícios futuros.

Alternativamente, na tentativa de determinar os benefícios privados da educação, surgem outras teorias, designadamente a teoria de *screening*, no âmbito da qual seria função do sistema educativo distinguir os indivíduos com maiores capacidades e transmitir esta informação aos seus potenciais empregadores. Dessa forma, o diploma seria um sinal das suas capacidades intrínsecas e valor educativo. Outros autores acreditavam que o mercado de trabalho estaria segmentado e, neste contexto, um maior grau escolar permitiria chegar a segmentos barrados àqueles com menos qualificações. Assim, teorias diferentes apontavam para o sistema de ensino como algo perpetuador de desequilíbrios sociais, premiando aqueles provenientes de grupos sociais mais favorecidos.

Todas estas teorias e visões proporcionaram um ambiente favorável à exploração de caminhos alternativos para a determinação dos reais retornos do investimento em educação, permitindo estabelecer alguns factos nesta matéria. Foi assim possível compreender que o benefício, para a economia, do investimento em educação não é instantâneo, logo, não basta afetar recursos e, automaticamente, obter resultados. Esta constatação potenciou abordagens alternativas. Começaram-se a avaliar as diferenças na qualidade do ensino, bem como a forma como os recursos são investidos e, conseqüentemente, o nível de eficiência das instituições. Assim, a educação e a qualificação dos recursos humanos passam a ser vistas como algo potenciador de valorização, mas que não é suficiente para inferir acerca do seu retorno, devido à possível interferência de outros fatores.

Na medida em que a educação gera externalidades (Lucas 1988; Romer, 1990; Jones, 2005), surge a necessidade de intervenção do Estado por forma a promover não só a capacidade tecnológica e por esta via o crescimento económico, mas também a equidade social, aspeto particularmente relevante para países com pretensão de se aproximarem da fronteira de bem-estar, promovendo uma menor desigualdade na distribuição de riqueza, como será o caso de Portugal.<sup>3</sup>

Em Portugal, dado o seu contexto socioeconómico, o conhecimento sobre o impacto do investimento em educação, quer ao nível dos retornos privados individuais quer em termos do crescimento económico do país, é particularmente relevante, revestindo-se de importância acrescida analisar as conseqüências de um contexto de abrandamento ou fraco crescimento económico sobre o impacto deste investimento.

Apesar das incertezas que surgem no atual contexto, há vários estudos que demonstram as vantagens do investimento em educação, traduzidas em retornos privados superiores. Em geral, a expectativa é que aqueles com maiores salários potenciais tenham mais incentivos para participar no mercado de trabalho, atendendo ao custo de oportunidade de não o fazer. Além do referido retorno salarial, esperam-se outros efeitos positivos da educação, nomeadamente uma menor probabilidade de passarem para uma situação de desemprego quando empregados, e uma menor permanência no desemprego, ou seja, uma maior probabilidade de encontrar novo emprego, uma vez desempregados, devido às capacidades superiores que os indivíduos que apresentam níveis

---

<sup>3</sup> Segundo dados do Eurostat, em 2013 Portugal apresentava, no que respeita à distribuição do rendimento, dos mais elevados coeficientes de Gini e rácio de rendimento dos 20% mais ricos relativamente aos 20% mais pobres da UE, 34,2 e 6, respetivamente. Os valores destes indicadores para a UE a 15, no mesmo ano, eram de 30,4 e 4,9, respetivamente.

de escolaridade mais elevados possuem em se adaptarem a novas situações.<sup>4</sup> Supõe-se que a educação seja uma ferramenta que facilite as transições no mercado de trabalho. Neste sentido, compreender estas transições e o impacto da educação nas mesmas, torna-se fundamental para se praticarem políticas que melhorem o sistema de ensino do país e que proporcionem empregados e empregadores mais qualificados, de forma a potenciarem o crescimento económico.

Finalmente, há evidência da existência de benefícios sociais da educação, para além dos benefícios individuais, designadamente um impacto positivo na produtividade (Moretti, 2004b) e no crescimento económico dos países (Barro, 2013; Sianesi e Van Reenen (2003); Hanushek and Wößmann, 2011), contribuindo também para a melhoria do sistema político (Moretti, 2005).

O presente relatório pretende contribuir para o conhecimento dos impactos do investimento em educação em duas dimensões. Partindo de uma breve contextualização, enquadradora da posição relativa de Portugal em matéria de educação e mercado de trabalho, a primeira dimensão aborda os retornos privados do investimento em educação, traduzidos nos salários dos indivíduos. Com base na estimação de um conjunto de equações salariais é avaliado o impacto da escolaridade sobre o salário dos trabalhadores, controlando para um conjunto de características do indivíduo, das empresas e do mercado de trabalho. A segunda dimensão explora o papel da educação nas transições no mercado de trabalho, identificando o seu impacto na probabilidade de um indivíduo, se empregado, manter o seu emprego, bem como na probabilidade de um indivíduo, se desempregado, obter um emprego, controlando para um conjunto de características relativamente ao indivíduo e ao mercado de trabalho. Neste sentido, a Secção 2 propõe a referida contextualização. Na Secção 3 são estimados e discutidos os retornos privados do investimento em educação e na Secção 4 os impactos deste investimento nas transições no mercado de trabalho. A Secção 5 conclui.

---

<sup>4</sup> O Grupo Pedagógico para a Empregabilidade (*The Pedagogy for Employability Group*, 2012) apresenta várias características individuais valorizadas pelos empregadores, muitas das quais podem ser relacionadas com a educação.

## 2 EDUCAÇÃO E MERCADO DE TRABALHO EM PORTUGAL

Compreender os impactos dos investimentos em educação, quer ao nível dos seus retornos, quer ao nível da empregabilidade e segurança no emprego, requer um diagnóstico do que foi o passado recente de Portugal, assente na análise dos principais indicadores, bem como na identificação de eventuais medidas de política relevantes nestes domínios.

### 2.1 EDUCAÇÃO

Um importante instrumento em matéria de política educativa é o nível de escolaridade obrigatório, dado o seu impacto na permanência dos jovens no sistema de ensino, com o aumento da escolaridade média, e no conseqüente adiar da entrada prevista dos jovens no mercado de trabalho.

Em Portugal, à semelhança do que aconteceu noutros países, desde meados do século passado, têm ocorrido importantes alterações nos níveis de escolaridade obrigatória, com uma natural tendência crescente. A Tabela 2:1 resume as principais alterações legais na escolaridade obrigatória em Portugal.

Tabela 2:1 - Resumo das principais leis de escolaridade obrigatória em Portugal

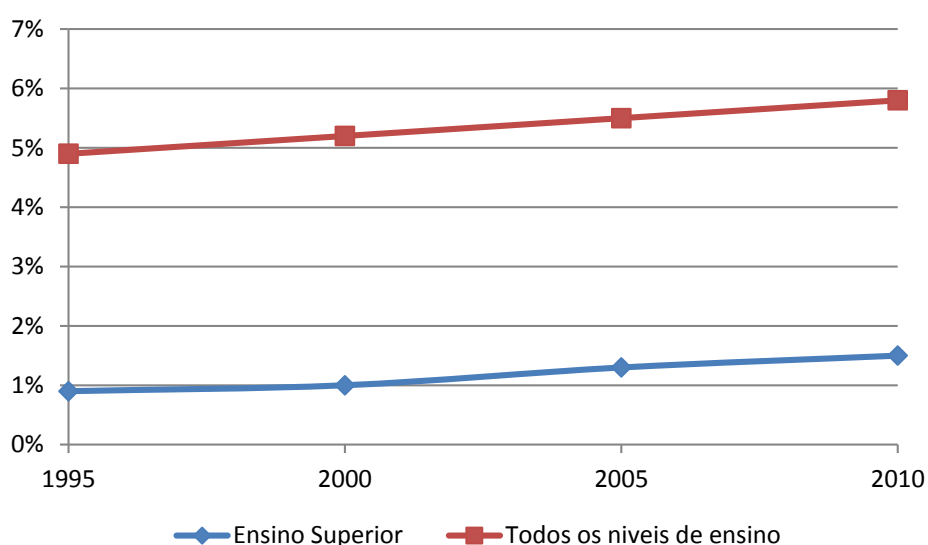
Lei	Anos de escolaridade obrigatória	Crianças afetadas com a referida lei	Ano de entrada na escola	Ano previsto de entrada no mercado de trabalho
Lei n° 42994/60	4	Nascidos até 1966 (entrada para aqueles com 7 anos até 31 de Dezembro)		
Lei n° 45810/64	6	Nascidos entre 1967 e 1980 (entrada para aqueles com 7 anos até 31 de Dezembro e nascidos até 1973 ou 6 anos se nascidos depois de 1973)	1973/1974	a partir de 1981
Lei n° 46/86	9	Nascidos entre 1981 e 1996 (entrada para aqueles com 6 anos até 30 de Setembro)	1987/1988	a partir de 1996
Lei n° 85/2009	12	Nascidos a partir de 1997	2003/2004	a partir de 2015

Fonte: Sousa (2014).

No início do século XX, a escolaridade média em Portugal era muito baixa, tendo a escolaridade obrigatória, inclusivamente, passado de 5 para 3 anos. Portugal era o país da OCDE com a população trabalhadora menos escolarizada. Após a Segunda Guerra Mundial e face às necessidades de qualificar a força de trabalho, de forma a responder aos desafios dos avanços

tecnológicos, o Estado Novo promoveu o aumento desta escolaridade para 4 anos, em 1960. A persistência de níveis elevados de analfabetismo, coexistentes com níveis baixos de escolaridade persistentes no país, motivou aumentos subsequentes na escolaridade obrigatória (para 6 anos em 1964 e para 9 anos em 1986). Na última década, numa tentativa de Portugal igualar a escolaridade da OCDE, chega-se à obrigatoriedade de 12 anos, em 2009 que permanece até hoje. Este aumento do nível de escolaridade obrigatório coexiste com uma tendência crescente dos gastos em instituições de ensino em geral e em instituições do ensino superior em particular, como se observa na Figura 2:1.

Figura 2:1- Gastos em instituições de ensino em % do PIB, de origem pública e privada, 1995-2010

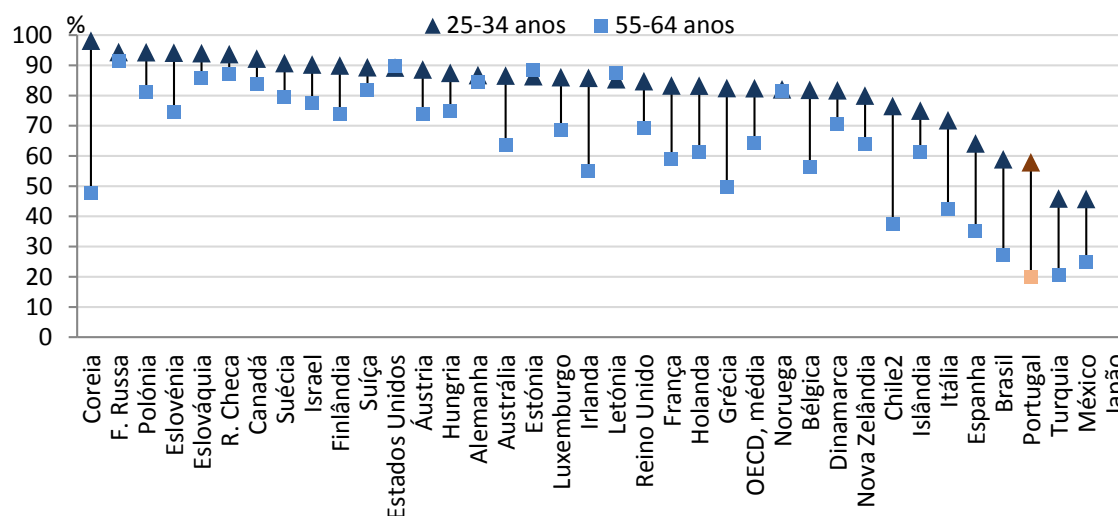


Fonte: OCDE, *Education at Glance* 2013.

Analisando os dados para 2012 relativos ao nível de escolaridade da população (Figuras 2:2 e 2:3), verifica-se que, em Portugal, o grupo etário com idades entre os 55 e 64 anos, apresenta a percentagem mais baixa de indivíduos com pelo menos o ensino secundário completo (cerca de 20%), e das mais baixas de licenciados (cerca de 10%), entre os países da OCDE (onde a média é de, respetivamente, cerca de 65% e cerca de 25%). Os dados para o mesmo ano e para os mesmos níveis de escolaridade, para o grupo etário com idades entre os 25 e os 34 anos, permitem concluir que tem havido uma evolução positiva da escolaridade média em Portugal. De facto, no que diz respeito a este grupo etário mais jovem, Portugal apresenta valores relativamente superiores (cerca de 60% e cerca de 30%, respetivamente), ainda que permaneçam baixos, inferiores à média da OCDE (cerca de 80% e cerca de 40%, respetivamente).



Figura 2:2- Percentagem de população com o ensino secundário ou superior completo, por grupo etário (2012)

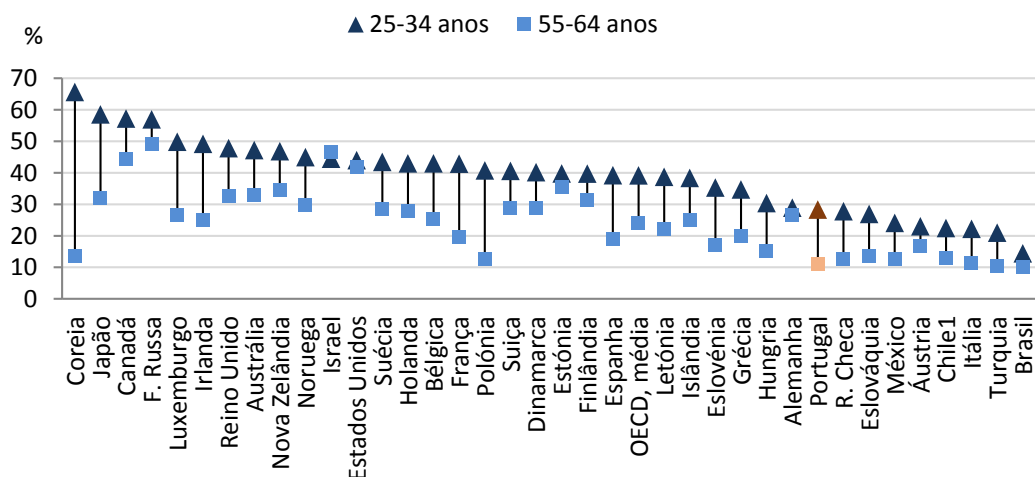


Notas: 1. Excluindo os programas de curta duração ISCED 3C. 2. No caso do Chile o ano de referência é 2011. 3. Os países estão ordenados de forma decrescente pela percentagem de indivíduos com idades 25-34 anos que frequentaram o ensino secundário ou superior completo. OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) = OCDE.

Fonte: OCDE (2014), Tabela A1.2<sup>a</sup>.

Atendendo às metas assumidas por Portugal, para 2020, designadamente aumentar para, pelo menos, 40% a percentagem da população na faixa etária dos 30-34 anos que possui um diploma do ensino superior, é possível constatar a importância da manutenção do investimento na educação. A população portuguesa ainda apresenta um nível de escolaridade médio baixo, implicando uma população pouco preparada a nível tecnológico para produzir e assimilar conhecimento e, conseqüentemente, pouco preparada para proporcionar um maior crescimento económico, o que se traduz numa importante desvantagem num contexto de crescente globalização.

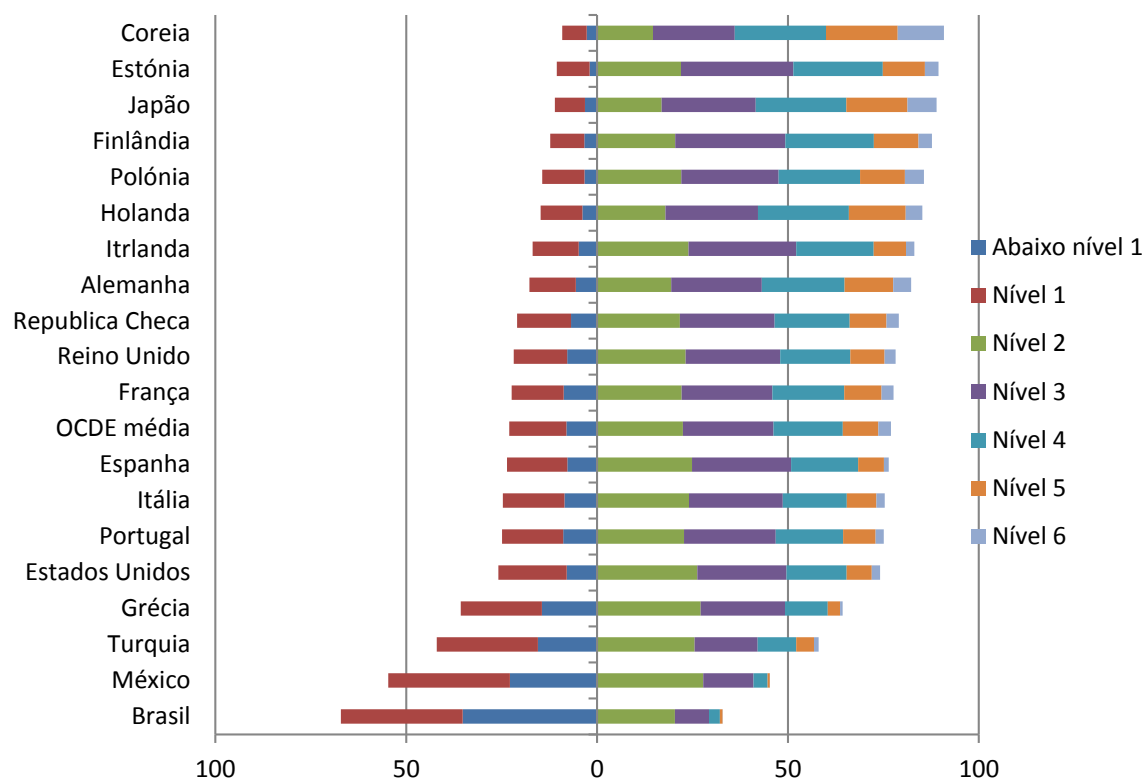
Figura 2:3– Percentagem de população com o ensino superior, por grupo etário (2012)



Notas: 1. No caso do Chile o ano de referência é 2011. 2. Os países estão ordenados de forma decrescente pela percentagem de indivíduos com idades 25-34 anos que frequentaram o ensino superior. OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) = OCDE.

Fonte: OCDE (2014). Tabela A1.3<sup>a</sup>.

Figura 2:4 - Percentagem de estudantes em cada nível de qualificação na escala de matemática do PISA 2012

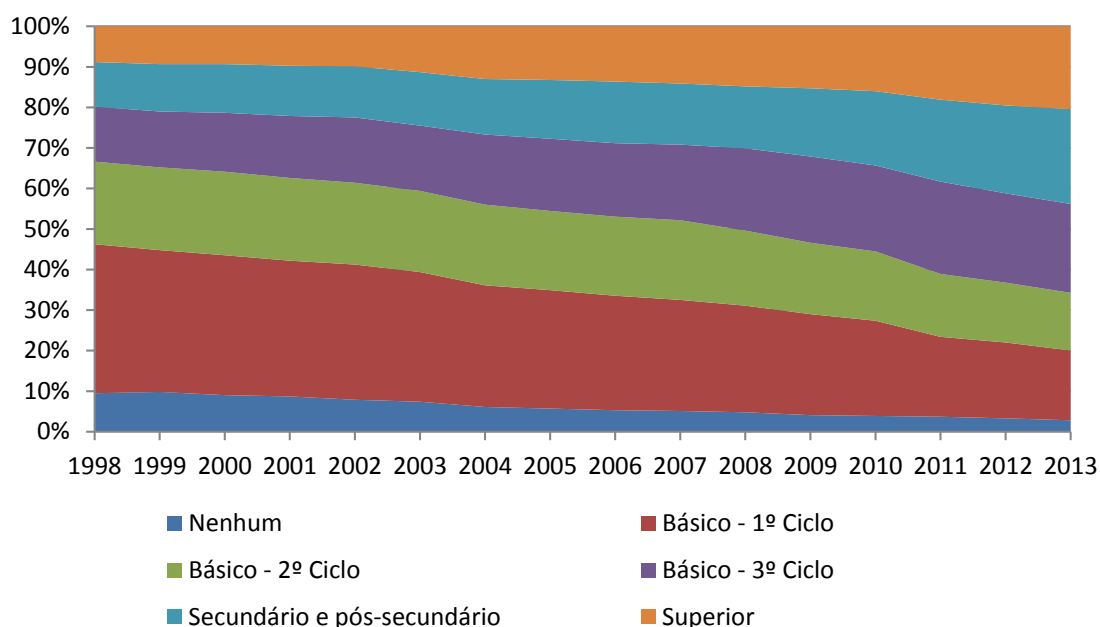


Fonte: OCDE (2014), Tabela I.2.1a.

Contudo, não só a participação no sistema de ensino secundário ou superior é importante. A qualidade da formação recebida é também relevante. O programa internacional PISA (*Program for*

*International Student Assessment*) pretende precisamente fornecer alguns elementos comparáveis relativamente à qualidade da educação recebida num conjunto de países da OCDE. Este programa, focado na avaliação das competências ao nível da matemática, leitura e ciências dos alunos com 15 anos, é realizado em vários países, tendo sido oficialmente lançado em 1997, com os primeiros testes a terem lugar no ano 2000. A avaliação mais recente, PISA 2012, incluiu, ainda, uma aferição opcional da literacia financeira dos jovens. Os resultados são agrupados em 7 níveis e os gráficos divulgados mostram a percentagem de alunos que alcançou cada nível. A importância deste tipo de avaliações decorre dos impactos esperados de um melhor desempenho dos alunos nos retornos salariais individuais e no potencial de crescimento económico dos países (Nickell, 2004 e Hanushek e Woessman, 2011 e 2012).

Figura 2:5 - População ativa por nível de escolaridade mais elevado completo (em % do total), 1998-2013



Fonte: Instituto Nacional de Estatística (INE).

Também no que diz respeito à qualidade da educação recebida, na medida em que a mesma é aferida pelo PISA, Portugal apresenta um desempenho abaixo da média da OCDE, não o tendo melhorado na avaliação mais recente, designadamente no que diz respeito às competências ao nível da matemática (Figura 2:4).

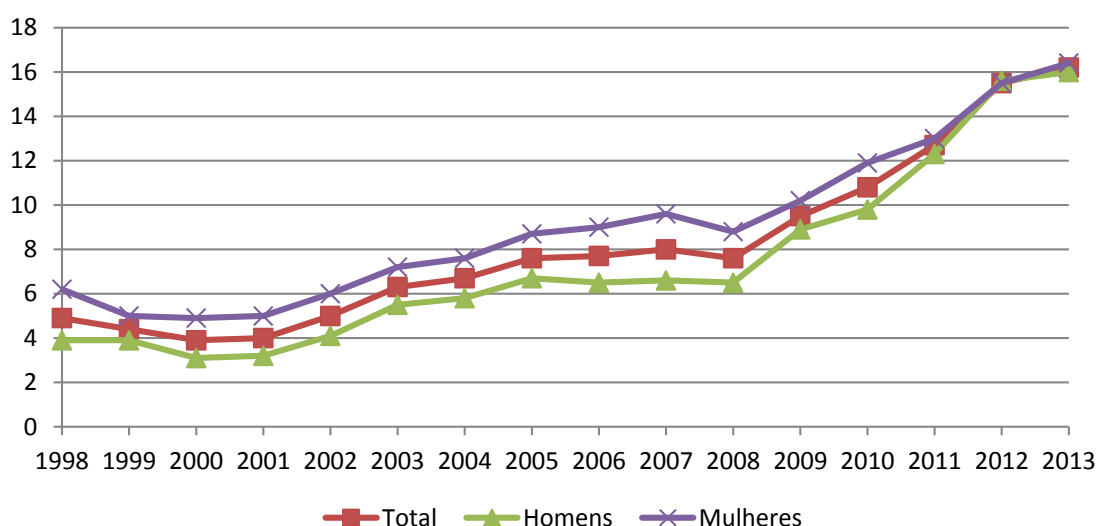
## 2.2 MERCADO DE TRABALHO

Em Portugal, as alterações recentes na composição da escolaridade da população ativa refletiram-se na estrutura da força de trabalho, cuja evolução se encontra representada na Figura 2:5.

Na evolução da qualificação da população em idade ativa, é de destacar o facto de, em 1998, apenas 19,8% da população ativa possuir pelo menos o ensino secundário, tendo esta percentagem aumentado para 43,8%, em 2013, tendência também presente ao nível do ensino superior e compatível com a tendência observada nos gastos em educação (Figura 2:1).

O ajustamento da população ativa às dinâmicas da economia reflete-se nas taxas de desemprego. Em Portugal, os dados para o período de 1998 a 2013, permitem destacar três subperíodos: um primeiro, de 1998 a 2001, com taxas de desemprego relativamente estáveis, a rondar os 4%; um segundo, de 2001 a 2008, com uma tendência crescente, alcançando os 8%; e um terceiro, de 2008 a 2013, com um acentuar da tendência crescente observada no subperíodo anterior, alcançando os 16%. Distinguindo homens e mulheres, observa-se uma convergência das taxas de desemprego ao longo do tempo. Em 2013, a taxa de desemprego rondava os 16,2% para a população total, atingindo 16,4% das mulheres e 16% dos homens ativos (Figura 2:6).

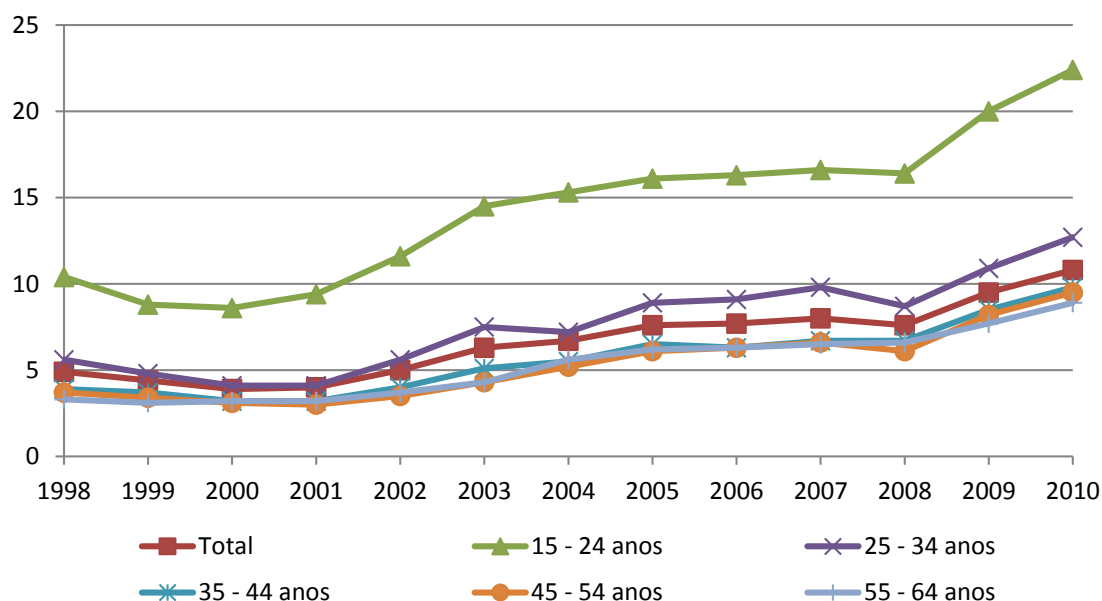
Figura 2:6 – Taxa de desemprego, por sexo, 1998-2013



Fonte: INE.

Considerando os diferentes grupos etários (Figura 2:7), embora a evolução, em termos de tendência, seja semelhante, os jovens apresentam valores sistematicamente acima dos registados pelos escalões etários mais velhos, destacando-se os mais jovens (15-24 anos), com taxas de desemprego superiores, diferença que apresenta uma tendência para aumentar (de facto, o diferencial da taxa de desemprego deste grupo etário, face à população total, aumentou de 4.4 pontos percentuais (p.p.), em 1999, para 11 p.p., em 2010).

Figura 2:7 – Taxa de desemprego, por grupo etário, 1998-2010



Fonte: INE.

## 2.3 EDUCAÇÃO E MERCADO DE TRABALHO

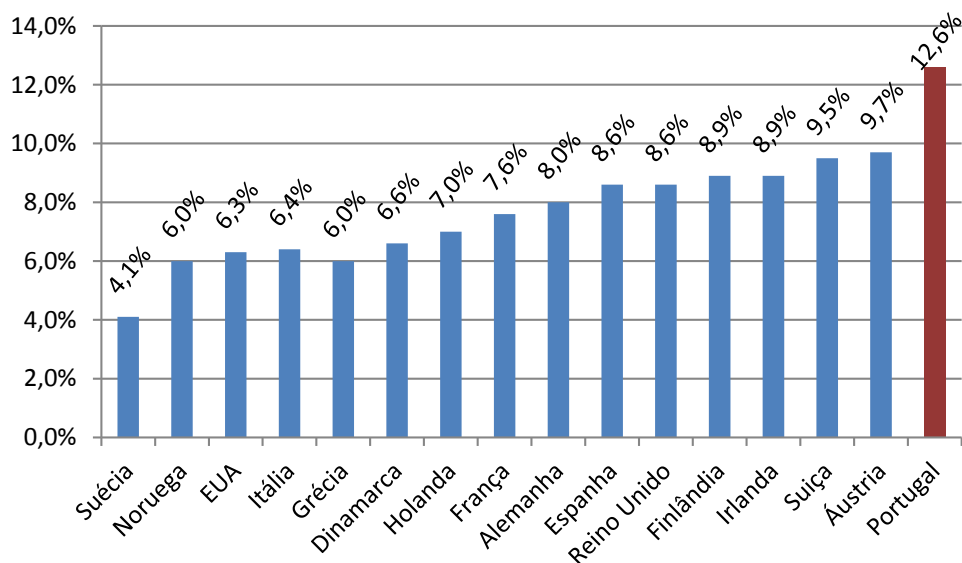
Em Portugal, dado os relativamente baixos níveis de escolaridade observados, associados à necessidade de promover o crescimento económico num contexto de integração económica profunda, a análise do papel da educação no mercado de trabalho reveste-se de particular importância, não só na perspetiva dos agentes que nele participam, mas também para os decisores de política.

Uma dimensão de análise recorrente na literatura está relacionada com o retorno salarial da educação. Segundo Psacharopoulos e Patrinos (2004), ao nível do indivíduo, o investimento em educação conduz a um aumento do seu capital humano e dessa forma também a um aumento do salário auferido no mercado de trabalho. A maioria dos estudos tenta, por conseguinte, estimar uma equação dos salários e assim aferir as taxas de retorno do investimento em educação, contribuindo para a identificação de eventuais vantagens na definição de metas relativamente à educação. Estas taxas de retorno são utilizadas para analisar os benefícios privados provenientes do investimento em educação, numa abordagem custo-benefício, proporcionando um mecanismo para comparar investimentos alternativos, e para comparar o impacto da educação, quer em indivíduos com a mesma escolaridade, quer em indivíduos com escolaridades distintas.

Estimativas da taxa de retorno associada ao investimento num ano adicional de escolaridade variam entre 7,5% (Vieira, 1999) e 12,6% (Martins e Pereira, 2004), mas a maioria aponta para valores de cerca de 9,5% (Kiker e Santos, 1991; Modesto, 2003; Pereira e Martins, 2004b).<sup>5</sup> Estas estimativas vão ao encontro das obtidas para outros países. Contudo, em Portugal, os valores são, geralmente, superiores, resultado justificado pelo facto de se tratar de um país com uma escolaridade média ainda baixa. Os dados da figura seguinte (Figura 2:8) ilustram o retorno da educação em vários países desenvolvidos, destacando-se Portugal com um valor significativamente acima da média. A Suécia apresenta a taxa de retorno mais baixa, 4,1%, Portugal apresenta a taxa de retorno mais elevada, 12,6%, e a Áustria, o país com a segunda maior taxa, regista 9,7%.

Diferenciando o impacto por nível de escolaridade, Machado e Mata (2001) descrevem a evolução do retorno da educação segundo os níveis de escolaridade, constatando que este diminui para indivíduos com níveis de escolaridade abaixo dos 9 anos e aumenta para indivíduos com ensino superior, tendência também comprovada por Cardoso (1998) e Portugal (2004), que sugerem a existência de um importante prémio salarial associado ao ensino superior.

Figura 2:8 – Taxa de retorno do investimento em educação



Fonte: Martins e Pereira (2004).

<sup>5</sup> Citados por Varejão *et al* (2014).

Há ainda a assinalar a potencial existência de retornos, para além dos individuais, decorrentes de efeitos de *spillover*, beneficiando os trabalhadores menos escolarizados que trabalham em empresas com um elevado rácio de pessoas com mais escolaridade e que recebem um prémio salarial em função dos outros trabalhadores.

Tabela 2:2 – Comparação da variabilidade das taxas de retorno da educação ao longo da distribuição salarial: 16 Países (1995)

	<b>Estimação MMQ</b>	<b>1º decil</b>	<b>9º decil</b>	<b>Diferença</b>
Áustria	9,70%	7,20%	12,80%	5,60%
Dinamarca	6,60%	6,30%	7,10%	0,80%
Finlândia	8,90%	6,80%	10,10%	3,30%
França	7,60%	5,90%	9,30%	3,40%
Alemanha	8,00%	7,80%	8,10%	0,30%
Grécia	6,50%	7,50%	5,60%	1,9%
Itália	6,40%	6,70%	7,10%	0,40%
Irlanda	8,90%	7,80%	10,40%	2,60%
Holanda	7,00%	5,30%	8,30%	3,00%
Noruega	6,00%	5,50%	7,50%	2,10%
Portugal	12,60%	6,70%	15,60%	8,90%
Espanha	8,60%	6,70%	9,10%	2,40%
Suécia	4,10%	2,40%	6,20%	3,80%
Suíça	9,50%	8,70%	10,60%	1,90%
Reino Unido	8,60%	4,90%	9,70%	4,80%
EUA	6,30%	3,90%	7,90%	4,00%
Média	7,90%	6,50%	9,10%	2,70%

Fonte: Martins e Pereira (2004).

Em Portugal, ao contrário do que seria de esperar, apesar das alterações na escolaridade obrigatória e do aumento do número de indivíduos com maior escolaridade, e logo mais qualificados, não se tem verificado uma diminuição dos retornos.

No âmbito da análise dos retornos da educação, é possível constatar a existência de diferenças significativas nos retornos quando se comparam indivíduos no mesmo escalão de educação, valores estes que tendem a aumentar à medida que avançamos no nível de educação analisado. Martins e Pereira (2004) apontam para uma variação nos retornos da educação, ao longo da distribuição salarial, estimando, no caso de Portugal, uma taxa de retorno nos percentis 10 e 90 igual a 6,7% e a 15,6%, respetivamente.

Para os grupos com níveis de escolaridade mais elevados observa-se uma grande variabilidade nos retornos da educação, facto que pode estar associado à existência de características individuais não-observáveis (ver Tabela 2:2).

Portugal, no que concerne à variabilidade dos retornos dos indivíduos com níveis de escolaridade mais elevados, apresenta um maior impacto da educação entre aqueles que se situam nos extremos da distribuição salarial. Entre os motivos que explicam estas disparidades encontram-se características do indivíduo e do sistema de ensino não observáveis, designadamente, capacidades intelectuais individuais e a qualidade da educação ou as áreas de formação, bem como aspetos relativos ao mercado laboral.

Independentemente dos impactos positivos da educação nos retornos individuais e sociais, a conjuntura socioeconómica atual, caracterizada por um fraco crescimento económico e elevados níveis de desemprego, em particular entre a camada mais jovem da população, detentora de níveis de educação, em média, mais elevados, tende a suscitar dúvidas sobre os benefícios associados ao investimento no ensino superior. Esta ideia, muito debatida e explorada através dos *media* e no debate público, torna ainda mais premente avaliar como o aumento do nível de escolaridade afeta a empregabilidade da mão-de-obra mais qualificada. De facto, nos últimos anos verificou-se um aumento da taxa de desemprego dos indivíduos com o ensino superior, que passou de 3,4%, em 1998, para 6,8%, em 2008 e 10% em 2014. Há que referir, contudo, que, associado ao desemprego dos licenciados, está uma importante criação de emprego e uma significativa rotação de trabalhadores (Cardoso e Ferreira, 2009).<sup>6</sup> O que se observa no mercado de trabalho é que a procura de diplomados, por parte das empresas, não conseguiu acompanhar o aumento substancial de diplomados, o que não significa um desinteresse, por parte dos empregadores, por mão-de-obra qualificada. O que a realidade nos mostra é que, mesmo nos dias de hoje, os indivíduos diplomados continuam a ser os que apresentam as menores taxas de desemprego, para qualquer nível etário, como também são os que mais facilmente transitam para uma situação de emprego, quando se encontram desempregados.

Neste âmbito, é relevante distinguir as várias áreas de formação, pois em determinadas áreas o crescimento de oferta de mão-de-obra qualificada foi tão elevado que ultrapassou as necessidades do mercado, pelo que seria importante identificar e intervir reestruturando estas áreas.

---

<sup>6</sup> Citado por Teixeira *et al.* (2014).



### 3 RETORNOS PRIVADOS DA EDUCAÇÃO

Nas economias de mercado os salários tendem a refletir as características produtivas da economia e dos trabalhadores. O capital humano e a capacidade tecnológica são diretamente influenciados pelas decisões de investimento que as pessoas fazem ao longo das suas vidas. Neste contexto, a educação é vista como um investimento (Mincer, 1958; Schultz, 1961; Becker, 1962) e, como tal, produz um retorno que pode ter efeitos sociais com impacto no bem-estar da população (Wolfe e Zuvekas, 1997; McMahon, 1993, 1995; Doyle e Weale, 1994; Grossman e Kaestner, 1997; Lochner e Moretti, 2004; Grossman, 2006), bem como retornos individuais (Card, 1999; Vieira, 1999; Harmon *et al.*, 2003; Psacharopoulos e Patrinos, 2004; Pereira e Martins, 2004b; Hartog e Oosterbeek, 2007; Rodriguez-Pose e Tselios, 2012; Wang, 2013).

Nas últimas décadas, o retorno da escolaridade, ou o prémio salarial de um ano adicional de escolaridade, tem sido objeto duma vasta linha de investigação construída a partir do contributo de Mincer (1974), que propõe estimar a taxa de retorno como o coeficiente da variável anos de escolaridade, numa regressão com dados seccionais, cuja variável dependente são os ganhos individuais (Hartog e Oosterbeek, 2007). Desta forma, a taxa de retorno mede as unidades adicionais de ganhos gerados por uma unidade extra de educação, *ceteris paribus*.

#### 3.1 RETORNOS DA EDUCAÇÃO NOS PAÍSES DESENVOLVIDOS: RESULTADOS E MÉTODOS

Os estudos mais recentes que exploram o impacto da educação sobre os salários dos indivíduos vieram mostrar, de forma consistente, que uma maior escolaridade está associada a ganhos individuais mais elevados. Estudos baseados em dados seccionais mostram que o retorno para um ano adicional de escolaridade é positivo e varia entre 5%, em países desenvolvidos, e 29% nos países em desenvolvimento (Psacharopoulos, 1994; Psacharopoulos e Patrinos, 2004). Card (1999), utilizando dados para os Estados Unidos, estima um efeito positivo de um ano adicional de escolaridade nos ganhos, por hora, entre 5% a 10%. Boarini e Strauss (2010), utilizando dados para os 21 países da OCDE, durante o período 1991-2005, estimam uma taxa interna de retorno que varia entre 4% e 15%, sendo a taxa de retorno média de cerca de 8%, identificando, ainda, uma tendência ligeiramente crescente durante o período em estudo. As estimativas obtidas para os retornos privados da educação, para os diferentes países europeus, variam entre 8% e 10%, sendo o valor médio de cerca de 9%. Os retornos mais elevados respeitam a países como o Reino Unido

e Irlanda, seguidos de Portugal e Finlândia (entre 10% e 12%). A Suécia é o país que apresenta retornos privados da educação mais baixos (de la Fuente e Jimeno, 2009). O estudo para Portugal de Pereira e Martins (2004a) é consistente com este resultado, concluindo que um ano adicional de escolaridade tem um impacto positivo sobre os salários de 11%, em média, valor que, segundo Alves *et al.* (2010), pode ser devido ao relativamente baixo nível de qualificação do capital humano observado em Portugal, no contexto dos países da OCDE e, conseqüentemente, a uma maior valorização de tais qualificações no mercado de trabalho. Apesar da diversidade de valores referentes aos retornos da educação para os diferentes países, estas taxas são convergentes no contexto europeu, dado o seu declínio nos países com rendimentos mais elevados, acompanhado pelo seu aumento nos países com rendimentos mais baixos (Pereira e Martins, 2000).

Os retornos da educação médios escondem, contudo, diferenças consoante os níveis de ensino. De facto, um ano a mais de escolaridade não produz o mesmo retorno independentemente do nível de ensino a que respeita. Psacharopoulos (1985, 1994), com base em evidência para diferentes países, sugere a existência de retornos decrescentes com o nível de educação, ou seja, sugere a existência de um maior retorno da educação ao nível do ensino primário relativamente aos outros níveis de ensino. A ideia oposta, de que os retornos são crescentes, é, contudo, corroborada pelos contributos de Trostel (2005) que, tendo por base dados seccionais individuais para o Reino Unido, argumenta que durante os primeiros anos de escolaridade os retornos são praticamente nulos, atingindo o seu máximo aproximadamente aos 12 anos de escolaridade; e de Hungerford e Solon (1987), que enfatizam que os retornos são mais elevados no ano de obtenção do diploma (8, 12 e 16 anos de escolaridade), sendo o máximo alcançado aos 16 anos de escolaridade. Por sua vez, Song *et al.* (2008), concentrando-se nos retornos do ensino pós-graduado, constataram que os retornos não são mais baixos ao nível da pós-graduação (mestrado e doutoramento), por comparação com o nível de não-graduação (graus profissionais).

A última década tem sido profícua no estudo dos retornos do ensino superior. Os resultados obtidos para diferentes países variam entre 7% e 18,5% (Psacharopoulos e Patrinos, 2004 e Boarini e Strauss, 2010, para os países da OCDE; Blöndal *et al.*, 2002, e la Fuente e Jimeno, 2009, para os países europeus). Recentemente, Park (2011) estudou uma outra perspetiva dos retornos da educação, analisando os retornos privados dos indivíduos que regressam à escola, após um determinado período no mercado de trabalho, e concluiu que o reinvestimento está associado a um aumento de cerca de 3,5% no retorno estimado para um ano adicional de escolaridade.

Metodologicamente, existe também uma miríade de abordagens no estudo dos retornos da educação (Psacharopoulos, 1994; Psacharopoulos e Patrinos, 2004; Card, 1999; Harmon *et al.*, 2003; Schlotter *et al.*, 2011). No entanto a abordagem mais comum é a Minceriana, que se baseia na estimativa econométrica de funções de ganhos, com base em dados a nível individual (Mincer, 1974; Harmon *et al.*, 2003; Boarini e Strauss, 2010), e que tem sido aperfeiçoada ao longo do tempo. O modelo básico de Mincer assume que a escolaridade é independente da capacidade de cada um e que o retorno do investimento em educação é o mesmo para todos os indivíduos. No entanto, a literatura contemporânea mostra que o retorno da educação varia para diferentes níveis de “competência/habilidade ou capacidade”. Intuitivamente, a previsão do retorno médio da educação provavelmente sobrestima o retorno para os indivíduos com baixas competências e subestima o retorno para os indivíduos com competências elevadas. Portanto, embora na maioria dos estudos sobre retornos da educação se utilize o método dos mínimos quadrados (MMQ), as estimativas podem ser enviesadas devido à endogeneidade da educação decorrente de erros de medição e/ou de variáveis omitidas, designadamente a capacidade inata do indivíduo (Card, 1995b, 1999, 2001). A literatura tem sugerido que, por um lado, os erros de medição enviesam para baixo as estimativas do MMQ num valor máximo de 10% (Card, 1999, 2001) e, por outro lado, se as capacidades omitidas tiverem um efeito positivo sobre os salários e uma correlação positiva com a educação, as estimativas do MMQ podem estar enviesadas para cima. Assim, para corrigir o enviesamento das competências/habilidades, quando não há qualquer medida disponível, como por exemplo testes de QI<sup>7</sup>, a literatura propõe uma abordagem alternativa, nomeadamente o recurso a variáveis instrumentais (VI) (Harmon e Walker, 1995; Card, 1995b; Vieira, 1999; Psacharopoulos e Patrinos, 2004; Oreopoulos, 2006; Pischke e T. von Wachter, 2008; Devereux e Fan, 2011; Wang, 2013).

No método de variáveis instrumentais, a escolaridade é instrumentada por variáveis que estão correlacionadas com a educação, mas não estão correlacionadas com os resíduos. A literatura propõe diferentes instrumentos, nomeadamente, reformas educativas: as leis de escolaridade obrigatória (Harmon e Walker, 1995; Vieira, 1999; Pereira e Martins, 2002a; Oreopoulos, 2006; Devereux e Hart, 2010; Dickson, 2012; Grenet, 2013); a proximidade da escola relativamente à residência (Card, 1995a); período do ano de nascimento do indivíduo (Angrist e Krueger, 1991; Leigh e Ryan, 2008); e os antecedentes familiares (Card, 1995b; Blackburn e Neumark, 1993; Pereira e

---

<sup>7</sup> QI – quociente de inteligência.

Martins, 2002a; Wang, 2013). Recentemente, Devereux e Fan (2011) exploram a expansão da frequência no ensino superior como instrumento para a educação.

A comparação dos resultados obtidos com o MMQ e com VI permite concluir que as estimativas com variáveis instrumentais são maiores do que com MMQ (Card, 1995b, 1999, 2001; Angrist e Krueger, 1991; Harmon e Walker, 1995; Harmon *et al.*, 2003; Oreopoulos, 2006)<sup>8</sup>. Carneiro *et al.* (2011) desenvolveram um modelo para estimar os retornos da educação considerando o capital humano heterogêneo, tendo estimado os retornos marginais do ensino superior para os indivíduos que são levados a matricular-se na universidade devido a mudanças marginais de políticas. Os resultados obtidos, com base em dados para os EUA, indicam que os retornos são mais elevados para as pessoas mais propensas a frequentar a universidade e que as mudanças políticas marginais, que levam os estudantes a ir para a universidade, produzem retornos mais baixos.

Alterações às leis da escolaridade obrigatória constituem um instrumento para a educação amplamente utilizado na literatura, conduzindo a resultados de diferentes magnitudes. No contexto europeu, as estimativas dos retornos variam entre cerca de 5% e 15% (Brunello e Miniaci, 1999, para a Itália; Levine e Plug, 1999, para os Países Baixos; Black *et al.*, 2005, para a Noruega; Harmon e Walker, 1995, Harmon *et al.*, 2003 e Devereux e Hart, 2010, para o Reino Unido; Oreopoulos, 2006, para a Grã-Bretanha). No entanto, Grenet (2013) e Pischke e von Wachter (2008), com base em dados da França e da Alemanha, respetivamente, encontraram estimativas que sugerem retornos da educação praticamente nulos.

A utilização de instrumentos idênticos, quando associada a diferentes estratégias de estimação pode gerar disparidades na dimensão dos retornos da educação (Psacharopoulos e Patrinos, 2004). Embora o método das VI seja usado na maioria dos estudos, recentemente, outras estratégias têm sido consideradas, designadamente: Diferença-das-Diferenças (Pischke e von Wachter, 2008) e *Regression discontinuity* (Devereux e Hart, 2010 e Grenet, 2013).

### **3.2 RETORNOS DA EDUCAÇÃO EM PORTUGAL**

Portugal é um dos países da OCDE com menor nível de escolaridade (Hartog *et al.*, 2001; Alves *et al.*, 2010; OCDE, 2012) e um dos países europeus onde os retornos da educação são maiores

---

<sup>8</sup> Card (1999, 2001) fornece uma ampla discussão sobre este resultado.

(Pereira e Martins, 2000, 2004a), o que significa que as habilidades/competências são particularmente valorizadas no mercado de trabalho português (Pereira e Martins, 2002a; Budria e Nunes, 2005).

O número de estudos sobre Portugal tem vindo a aumentar, apresentando uma conclusão comum: os retornos da educação formal são substanciais (Vieira, 1999; Pereira e Martins, 2000, 2002a; Budria e Nunes, 2005; Vieira *et al.*, 2006; Budria e Pereira, 2011).

Desde o início da década de 1980 até meados dos anos 1990, o retorno económico privado da educação apresentou uma tendência crescente, tendo-se observado uma reversão a partir de então, uma vez que, aparentemente, o pico foi atingido em 1995 (Hartog *et al.*, 2001; Pereira e Martins, 2000, 2002a, 2004b; Budria e Nunes, 2005; Machado e Mata, 2005). De acordo com os diferentes estudos realizados em Portugal, os retornos da educação variam entre 3,2% e 12% (Pereira e Martins, 2002a).

Pereira e Martins (2002a), com base nos dados dos Quadros de Pessoal, para o período 1982-1998, e do painel de dados europeu *European Community Household Panel* (ECHP), de 1994, e utilizando o MMQ, encontram evidência de que, em média, um ano adicional de escolaridade aumenta o salário em cerca de 12%. Utilizando o ECHP, enfatizam que os retornos brutos são sistematicamente maiores do que os retornos líquidos, o que pode ser atribuído à natureza progressiva do sistema fiscal português. Garcia-Mainar e Montuenga-Gomez (2005) sugerem que os retornos da educação dos trabalhadores por conta de outrem são três vezes maiores do que os rendimentos dos trabalhadores por conta própria, 2,4% e 0,7%, respetivamente.

Não só existe evidência da existência de um retorno da educação, como de que a taxa de retorno da educação aumenta com o nível de escolaridade, podendo variar com a área de formação. Efetivamente, Pereira e Martins (2002a) mostram que um ano adicional de escolaridade na transição entre o 9º ano de escolaridade e nível secundário aumenta o salário em 7% e que o retorno associado a um ano adicional de escolaridade na transição entre o nível secundário e o ensino superior varia de 12% a 18%, e Portugal (2004) sugere que este retorno tem um valor médio de 15%.

Apesar de relativamente recente em Portugal, a educação pré-escolar pode ter um papel crucial nos retornos da educação, uma vez que o investimento em educação tem retornos mais elevados, quanto mais cedo sejam concretizados no ciclo de vida (Carneiro, 2008).

No que diz respeito às diferentes áreas de formação, no âmbito do ensino superior, Pereira e Martins (2002a) observam diferenças nos retornos, sugerindo que os cursos de Engenharia são altamente recompensados, ao contrário das licenciaturas em Ciências Sociais e Humanas (com exceção da área de Economia) que têm associados retornos mais baixos.

Pereira e Martins (2002a) fazem também uma distinção entre setor público e privado, concluindo que os retornos da educação são maiores no setor privado comparativamente ao setor público em cerca de 2%. Este resultado está em linha com o encontrado, noutra contexto, por Psacharopoulos (1981), que sugere que o retorno médio de um ano adicional de escolaridade é maior no setor privado (6,2%) em relação ao setor público (5,1%), mas divergente de Portugal e Centeno (2001), que sugerem a ausência de diferenças significativas entre os dois setores.

Ao examinar a distinção entre os sexos, Carneiro (2008) sugere que o retorno de um ano adicional de escolaridade é de cerca de 7% para os homens e de 9% para as mulheres, sendo coerente com o trabalho de Hartog *et al.* (2001), mas contrariando os resultados obtidos por Pereira e Martins (2002a), que mostram que não há diferenças substanciais entre os sexos.

Numa perspetiva regional, Vieira *et al.* (2005, 2006) sugerem que os retornos mais elevados são encontrados na região de Lisboa. Este resultado é justificado por uma procura por trabalhadores mais escolarizados maior na região de Lisboa e, conseqüentemente, os retornos da educação serem maiores. Uma possível justificação será a maior procura associada ao gap tecnológico (complexidade de empregos) (Teulings e Vieira, 2004; Vieira *et al.*, 2005, 2006). Vieira *et al.* (2006) argumentam ainda que, para as diferentes regiões, o efeito da educação sobre os salários é maior nos quantis superiores da distribuição salarial.

A hipótese de diferentes retornos ao longo da distribuição salarial tem suscitado, ao longo das duas últimas décadas, o aparecimento de estudos baseados na aplicação de técnicas de regressão por quantis (Machado e Mata, 2001, 2005; Hartog *et al.*, 2001; Pereira e Martins, 2000, 2002a, 2002b, e 2004a; Budria e Pereira, 2011). Nestes, a equação do salário é estimada em diferentes pontos (quantis) da distribuição salarial, permitindo avaliar a influência das co-variáveis nesses pontos. De facto, observa-se que a estimativa baseada no MMQ não permite captar tais diferenças nos retornos da educação (Lima e Pereira, 1999). Quando comparamos os trabalhadores com características semelhantes, pode-se observar que os retornos da educação daqueles que auferem

salários elevados são significativamente superiores aos dos trabalhadores com salários mais baixos, sugerindo que a dispersão dos ganhos aumenta com o nível de escolaridade média dos trabalhadores, ou seja, os retornos da educação são maiores no topo da distribuição salarial do que na parte inferior (Harmon *et al*, 2001; Machado e Mata, 2001; Pereira e Martins, 2002a, 2004a). As explicações sugeridas para este resultado são: existência de uma interação entre escolaridade e habilidade/competência/capacidade; excesso de educação; diferenças na qualidade das escolas; ou diferenças nas áreas de estudo. Assim, antecipa-se que, na parte inferior da distribuição salarial, uma parcela significativa dos trabalhadores apresente baixos níveis de qualidade escolar ou tenha seguido áreas de estudo com menor interesse por parte do mercado de trabalho português (Pereira e Martins, 2004a).

No seguimento do proposto na literatura, Vieira (1999) e Pereira e Martins (2002a), com base em dados dos Quadros de Pessoal, para os homens, usaram as mudanças na lei da escolaridade obrigatória em 1956 (4 anos de escolaridade para os rapazes), em 1964 (a escola obrigatória alterada para seis anos para ambos os sexos) como instrumentos para a escolarização, corrigindo assim a endogeneidade da educação. Contudo, ao contrário do encontrado na literatura (Harmon e Walker, 1995), os resultados obtidos utilizando variáveis instrumentais parecem sugerir retornos menores em cerca de 3%, relativamente aos obtidos usando o MMQ. Num modelo alternativo, Pereira e Martins (2002a), utilizando dados do ECHP e usando a escolaridade dos pais/progenitores como instrumento, constataram que a estimativa com VI é 3p.p. maior do que a estimativa com o MMQ. Estes resultados levam os autores a concluir que os resultados com VI são inconclusivos. Deve notar-se que, na literatura portuguesa sobre este assunto, a prova obtida por meio do método das variáveis instrumentais ainda é muito escassa.<sup>9</sup>

### **3.3 RETORNOS DA EDUCAÇÃO EM PORTUGAL: UM CONTRIBUTO RECENTE**

No seguimento de Pereira e Martins (2002a), Sousa (2014) estima os retornos da educação, partindo de uma função salário minceriana padrão. Dadas as inconsistências decorrentes da utilização do MMQ num contexto em que poderão existir erros de medição da variável explicativa relevante ou fatores omissos, não observáveis, que contaminem a variável explicativa, é utilizado o método

---

<sup>9</sup> Ver a meta-análise dos retornos da educação em Portugal em Pereira e Martins (2004b).

das variáveis instrumentais, considerando o instrumento trimestre de nascimento proposto na literatura.<sup>10</sup> Para se estimar os retornos da educação, são utilizados os dados dos *Quadros de Pessoal*, base de dados assente em questionários aplicados administrativamente, de forma obrigatória, às empresas com trabalhadores por conta de outrem. Foram selecionados os trabalhadores a tempo inteiro, com um contrato permanente e idades entre os 18 e os 75 anos de idade, cujos salários não são inferiores ao salário mínimo nacional. Com base nesta seleção, foi construído um painel de trabalhadores, abrangendo o período de 1986 a 2009.<sup>11</sup>

### 3.3.1 METODOLOGIA E DADOS

Sousa (2014) adota uma função salário padrão, estimando os retornos da educação com base na seguinte formalização inicial:

$$\log W_i = \alpha_i + \beta S_i + \gamma_1 \text{exper}_i + \gamma_2 \text{exper}_i^2 + \epsilon_i$$

onde:  $\log W_i$  corresponde ao logaritmo do salário real por hora ( $W_i$ );  $\alpha_i$  representa os efeitos individuais específicos, o que permite controlar para a heterogeneidade não observada  $S_i$  denota os anos de escolaridade;  $\text{exper}_i$  é a experiência potencial no mercado de trabalho;  $\text{exper}_i^2$  a experiência potencial ao quadrado;  $\epsilon_i$  é um termo de erro aleatório que contém outros determinantes (não observáveis) do salário. É assumido que, quer  $\alpha_i$ , quer  $\epsilon_i$ , são independentes de  $S_i$  e das outras variáveis explicativas. O índice  $i$  refere-se a indivíduos ( $i = 1, 2, 3, \dots, N$ ). A inclusão da experiência com um termo quadrático permite capturar a concavidade do perfil dos retornos da experiência. Com base nesta formalização, são realizadas estimativas por ano e sexo, separadamente, utilizando o MMQ.

Em seguida, são adicionadas variáveis de controlo para as características dos indivíduos (sexo, ocupação, antiguidade e antiguidade ao quadrado) e, posteriormente, variáveis que caracterizam as empresas (região ao nível do distrito, setor de atividade/indústria, logaritmo das vendas reais e logaritmo do número de trabalhadores na empresa). Para uma melhor compreensão dos retornos da educação, a especificação é refinada com a inclusão de termos de interação da educação com as variáveis do género, do ano, do distrito e da indústria. Estas interações têm como objetivo

---

<sup>10</sup> Na investigação em curso, da mesma autora, é ainda utilizado como instrumento alterações na lei da escolaridade obrigatória e proposto um instrumento inovador, em concreto, a educação média por região, no ano de entrada na escola.

<sup>11</sup> Ver anexo A.1 para uma descrição mais pormenorizada dos dados.



identificar eventuais diferenças nas tendências dos retornos da educação, entre homens e mulheres, distritos, indústria, bem como ao longo do tempo. A Tabela 3:1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis relativas aos trabalhadores.

Finalmente, a potencial heterogeneidade entre as empresas, em termos de produtividade, é controlada através do método de estimação de efeitos fixos.

Como mencionado acima, as estimativas dos retornos da educação não são consistentes, ou por causa de erros de medição na variável escolaridade ou porque o termo de erro inclui fatores não observáveis, tais como a capacidade individual, que estão correlacionados com a escolaridade (Card, 1995a, 1999, 2001). Para lidar com este problema é aplicado o método de variáveis instrumentais, utilizando como instrumento o trimestre de nascimento, seguindo o proposto em Angrist e Krueger (1991).

Durante o período em investigação, 1986 - 2009, podem-se observar algumas alterações nas características do mercado de trabalho português. Uma dessas mudanças está relacionada com o sexo, uma vez que a quota de participação das mulheres no mercado de trabalho tem crescido ao longo do tempo. Por exemplo, em 1986, dois terços dos trabalhadores eram do sexo masculino; no entanto, em 2009, o mercado de trabalho é mais equilibrado já que a participação dos homens é de 55% e a percentagem de mulheres é de 45%, ou seja, a parcela de mulheres aumentou cerca de 12 p.p. no período considerado.

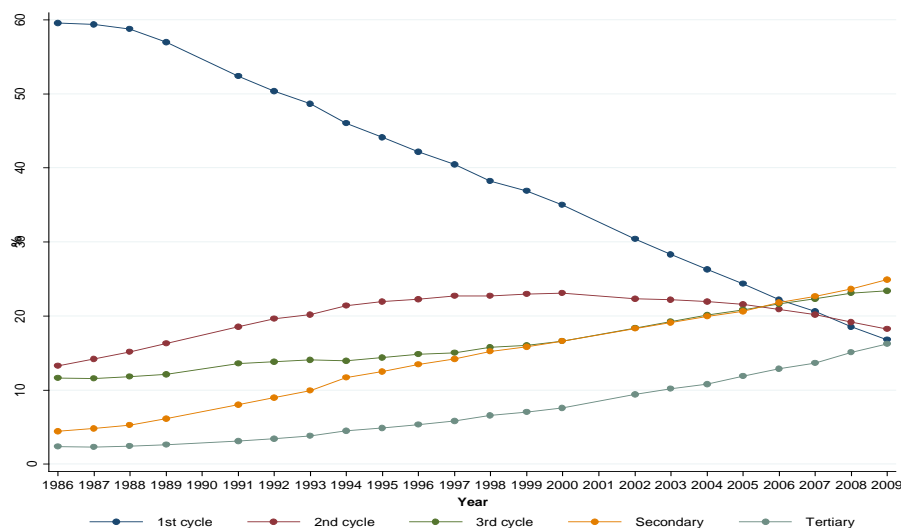
Em relação à escolaridade dos trabalhadores, a Figura 3:1 ilustra os baixos níveis de qualificação da força de trabalho portuguesa. Até 2007, a maioria dos trabalhadores tinha apenas 4 ou 6 anos de escolaridade. Em 1986, cerca de 60% tinha quatro anos de escolaridade ou menos. Esta percentagem diminuiu para cerca de 23%, no início de 2000, mas ainda é o nível de escolaridade dominante e só em 2007 a proporção de trabalhadores com baixa escolaridade deixa de ser dominante.

Tabela 3:1 – Estatísticas descritivas - trabalhadores

Variável	Obs./%	Média	Desv. Pad.	Min	Max
Homens					
Ano	20505191			1986	2009
Idade	20505191	38,5	11,7	15	75
Educação	20505191	7,1	3,8	0	16
≤ Primeiro ciclo	42,1%				
2º ciclo	20,4%				
3º ciclo	17,3%				
Secundário	13,3%				
Superior	7,0%				
Experiência	20480768	21,8	11,9	0	59
Antiguidade na empresa	20505191	8,9	9,0	0,1	64,2
Ocupação	19247124			1	9
Salário mensal (EURO)	20505191	745,8	820,0		
Logaritmo do salário real por hora (log EURO)	20505191	1,5	0,6		
Mulheres					
Ano	13771651			1986	2009
Idade	13771651	35,9	10,7	15	75
Educação	13771651	7,9	4,0	0	16
≤ Primeiro ciclo	34,2%				
2º ciclo	20,3%				
3º ciclo	17,1%				
Secundário	18,9%				
Superior	9,6%				
Experiência	13747823	19,0	11,1	0	59
Antiguidade na empresa	13771651	7,8	8,0	0,1	62,7
Ocupação	12907286			1	9
Salário mensal (EURO)	13771651	593,7	527,8		
Logaritmo do salário real por hora (log EURO)	13771651	1,3	0,5		

Fonte: Quadros de Pessoal, 1986-2009.

Figura 3:1 - Evolução da escolaridade dos trabalhadores, 1986-2009



Notas: *1st cycle*: 1º ciclo. *3rd cycle*: 3º ciclo. *Secondary*: ensino secundário. *Tertiary*: bacharelato, licenciatura, mestrado ou doutoramento.  
 Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Pode-se também notar uma tendência de crescimento substancial da percentagem de trabalhadores com o segundo ciclo, particularmente durante o final da década de 80, até à primeira metade dos anos 90, e nos níveis do ensino secundário e universitário, desde a década de 90. No final da década de 2000, os níveis de escolaridade dominantes são o terceiro ciclo e o ensino secundário. Também é perceptível que a proporção de trabalhadores com formação universitária passou de 3%, em 1986, para 15%, em 2009. Assim, a escolaridade média aumentou de cerca de cinco anos, em 1986, para cerca de nove anos, em 2009. No entanto, apesar da melhoria na escolaridade dos trabalhadores, Portugal é ainda um dos países da OCDE com menor escolaridade (OECD, 2012).

Outra característica do mercado de trabalho português é que, em média, os homens ganham salários mais elevados do que as mulheres. Esse diferencial foi-se acentuando nos primeiros dez anos do período em estudo, permanecendo praticamente inalterado desde o final da década de 90. Este facto pode ser explicado pela baixa participação inicial das mulheres no mercado de trabalho português e pelas categorias profissionais ocupadas pelas mulheres e pelos homens, notando-se, por exemplo, um maior peso dos homens nas posições de liderança. A diferença salarial por sexo e a presença de discriminação são fenómenos amplamente discutidos na literatura (Oaxaca, 1973; Neumark, 1988).

No âmbito das empresas foram consideradas todas as empresas, independentemente da sua dimensão. Contudo, foram eliminadas aquelas para as quais não havia informação sobre as suas "vendas" ou esta afigurava-se como *outlier*. A Tabela 3:2 resume estatisticamente as características das empresas. De 1986 a 2009, o número de empresas triplicou. Em 2009, a estrutura empresarial é composta por mais de trezentas mil empresas, das quais cerca de 99% são pequenas ou médias empresas. As empresas estão concentradas, principalmente, no norte e nas regiões de Lisboa e Vale do Tejo, e cerca de metade pertence ao setor de atividade "comércio grossista e comércio a retalho" ou "construção".

Tabela 3:2 – Estatísticas descritivas - empresas

Variável	Obs./%	Desv.			
		Média	Padrão	Min	Max
Ano	668994			1986	2009
Dimensão (n° de trabalhadores)	668994	9,1	85,8	1	29850
Logaritmo da dimensão (n° de trabalhadores)	668994	1,1	1,0	0	10,3
Logaritmo das vendas reais (1000 euro)	542307	11,8	1,6	1,0	21,9
Região	668994				
Norte	30,4%				
Centro	15,6%				
Lisboa e Vale do Tejo	34,4%				
Interior	13,9%				
Algarve	5,7%				
Distrito	668994				
Indústria (CAE)	641254				
Exploração mineira	0,3%				
Alimentação, bebidas, tabaco	1,8%				
Têxteis, vestuário, couro	5,1%				
Madeira, cortiça, papel	2,7%				
Fabricação de produtos não metálicos	1,6%				
Fabricação de produtos metálicos	1,6%				
Eletricidade, gás e água	0,1%				
Construção	14,7%				
Comércio por grosso e a retalho	32,0%				
Restauração, alojamento	12,7%				
Transportes, comunicações	3,4%				
Correio e telecomunicações	0,1%				
Intermediação financeira	0,7%				
Atividade imobiliária, arrendamento e negócios	9,8%				
Educação	1,2%				
Saúde e apoio social	3,2%				
Outros serviços	5,1%				

Fonte: Quadros de Pessoal, 1986 -2009.

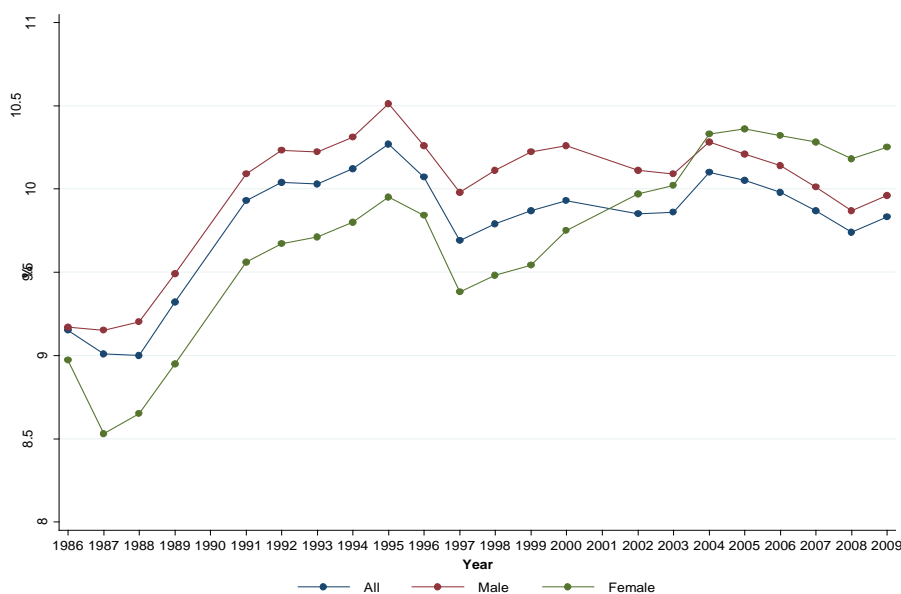
### 3.3.2 RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta secção são reportados dois conjuntos de resultados. O primeiro é obtido através da aplicação do MMQ que, apesar de não fornecer estimativas consistentes para a educação, é o método mais comum usado na literatura, e assim permite a comparação com resultados anteriores. Em segundo lugar, considera-se a possibilidade de endogeneidade da educação, e, assim, é aplicada a abordagem baseada em VI.

#### 3.3.2.1 Resultados dos Métodos dos Mínimos Quadrados

Inicialmente é aplicado o MMQ para estimar os retornos da educação, para todos os trabalhadores da amostra e para os homens e para as mulheres separadamente, para cada ano, entre 1986 e 2009 (com exceção dos anos 1990 e 2001, em que não foi recolhida informação no âmbito dos Quadros de Pessoal). A Figura 3:2 apresenta os resultados obtidos.<sup>12</sup>

Figura 3:2 - Retornos da educação em Portugal, 1986-2009 (MMQ)



Nota: *All*: todos os trabalhadores. *Male*: apenas para os homens. *Female*: apenas para as mulheres.

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Os resultados sugerem que a educação tem um impacto positivo significativo nos salários, ou seja, em média, no período 1986-2009, o retorno de um ano adicional de educação é de cerca de 9,8%. Quando se tem em consideração o sexo do trabalhador, as mulheres apresentam retornos mais

<sup>12</sup> Os resultados detalhados que servem de base à discussão desenvolvida nesta secção podem ser solicitados aos autores.

elevados do que os homens, 10,1 % e 9,8%, respetivamente. Os rendimentos aumentam com a educação e esta relação positiva é consistente com a investigação realizada anteriormente sobre Portugal (Psacharopoulos, 1981; Vieira, 1999; Machado e Mata, 2001; Pereira e Martins, 2002a, 2004b) e está próxima dos resultados obtidos para outros países (por exemplo, Mincer, 1974; Card, 1995b, a; Harmon *et al.*, 2003; Devereux e Fan, 2011; Grenet, 2013; Wang, 2013). Verifica-se ainda que os retornos da educação, aparentemente, apresentam uma tendência de aumento, no período 1986-1995, em que passam de 9%, em 1986, para 10,3%, em 1995, atingindo o pico em 1995, tal como em Pereira e Martins (2002a, 2004b). A partir de 1995 até 1997 há uma ligeira diminuição na dimensão dos retornos; de 1997 até 2004 observa-se novamente uma tendência ligeiramente crescente e, posteriormente, até ao final do período em estudo, os retornos da educação permanecem praticamente constantes, próximos de 10%.

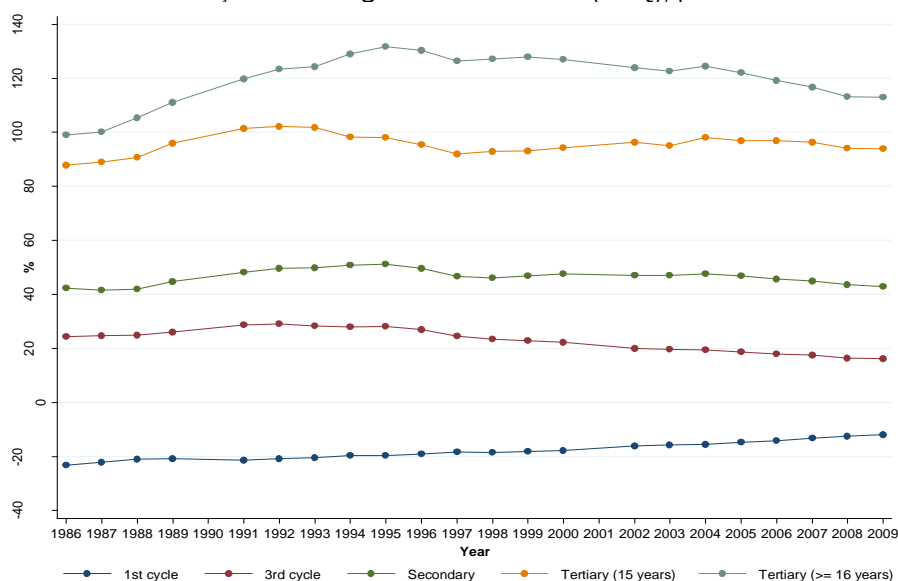
Também foram consideradas as diferenças de sexo e os resultados sugerem que, no período de 1986 a 2000, a tendência é praticamente a mesma independentemente do sexo, mas os retornos de um ano extra de escolaridade para os homens são ligeiramente mais elevados do que para as mulheres, ainda que estas diferenças, para cada ano, não sejam significativas. Este resultado está em linha com os de outros estudos, tais como, Lima e Pereira (1999); Harmon *et al.* (2001); e Pereira e Martins (2002a). No entanto, é de referir que, a partir de 2000, a tendência dos retornos da educação, por sexo, é oposta, aparentando diminuir ligeiramente, no caso dos homens, continuando a aumentar, até 2009, no caso das mulheres, atingindo 10,3%. Realce-se ainda o facto de os retornos terem aumentado de forma significativa, passando de 8,5%, em 1987, para 10,3%, em 2009, no caso das mulheres, enquanto, no caso dos homens, esse aumento é cerca de metade desse valor. Finalmente, a partir de 2000, os retornos são mais elevados para as mulheres do que para os homens, o que é consistente com a literatura, sendo justificado pelo facto dos homens terem uma vantagem comparativa na força física, pelo que a educação se torna relativamente mais importante para as mulheres que se concentram em trabalhos mais intensivos em competências (Psacharopoulos, 1994; Psacharopoulos e Patrinos, 2004).

Estes resultados obtidos através do MMQ têm como pressuposto uma taxa de retorno constante da educação. Relaxando esse pressuposto, considere-se a educação desagregada por níveis de escolaridade: 1º ciclo (4 anos); 2º ciclo (6 anos); 3º ciclo (9 anos); ensino secundário (12 anos); ensino superior (15 anos correspondendo ao "bacharelato") e ensino superior (maior ou igual a 16 anos, correspondendo à "licenciatura"). A Figura 3:3 reporta os retornos obtidos utilizando o MMQ,

distinguindo os níveis de escolaridade, entre 1986 e 2009, introduzindo variáveis binárias para cada nível de escolaridade e considerando como nível de escolaridade base o 2º ciclo (6 anos). Deste modo, os coeficientes estimados das variáveis binárias educacionais devem ser interpretados como diferenciais em relação ao retorno associado ao nível de escolaridade base, ou seja, dos indivíduos com o 2º ciclo de escolaridade. Como esperado, pode-se observar que quanto maior o nível de escolaridade maior o prémio salarial. Os indivíduos com ensino superior ("licenciatura") ganham cerca de 120% mais do que os indivíduos com apenas o 2º ciclo; pelo contrário, trabalhadores com apenas o 1º ciclo de ensino obtêm cerca de 20% menos quando comparados com os indivíduos que têm o 2º ciclo.

Os resultados também mostram que as qualificações ao nível do ensino superior produzem retornos mais elevados, tanto para homens como para mulheres, e que embora não sugiram diferenças significativas nos níveis mais baixos, nos níveis de escolaridade mais elevados observam-se importantes diferenças entre os sexos. As taxas de retorno da escolaridade para os homens variam entre 16% (3º ciclo) e 126,4% (ensino superior, "licenciatura"), comparativamente com o 2º ciclo, enquanto os valores correspondentes para as mulheres são 17,5% e 135,3%, respetivamente.

Figura 3:3 - Retornos da educação em Portugal entre 1986-2009 (MMQ), por níveis de escolaridade



Notas: *1st cycle*: 1º ciclo. *3rd cycle*: 3º ciclo. *Secondary*: ensino secundário. *Tertiary (15 anos)*: bacharelato. *Tertiary (>= 16 years)*: licenciatura, mestrado ou doutoramento.

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Ao longo do período de 1986-2009, a tendência é praticamente constante em todos os níveis de escolaridade, exceto ao nível da “licenciatura”, onde a tendência aumentou consideravelmente, desde o início do período até 1995 (como sugerido por Pereira e Martins, 2002a), tornando-se ligeiramente decrescente desde então. Assim, o aumento do salário resultante de um ano adicional de escolaridade é maior em 1995, quando comparado com o ano 2009. Por exemplo, em 1995, as pessoas que concluíssem os níveis secundário ou superior (“licenciatura”) tinham um aumento no seu salário de cerca de 51,2% e 131,7%, em comparação com aqueles com o segundo ciclo, respetivamente, e, em 2009, os valores correspondentes são de cerca de 42,9% e 113%, respetivamente. Segundo a literatura, esta redução do montante do prémio salarial de pessoas com ensino superior em 2009, em comparação com 1995, é explicada por uma grande expansão do ensino superior e conseqüente aumento da oferta de licenciados, desde 1995.

O sinal dos coeficientes da variável experiência e do seu quadrado, em todas as estimativas, é positivo e negativo, respetivamente, tal como esperado: um ano adicional de experiência conduz a um aumento em torno de 4,05% nos salários, em média; o sinal negativo do coeficiente da variável experiência ao quadrado revela que embora as unidades de tempo de experiência adicionais conduzam a ganhos maiores, o efeito potencial da experiência sobre os ganhos é côncavo, indicando que os aumentos na remuneração, resultantes da acumulação de experiência, são decrescentes, atingindo um pico em torno dos 41 anos de experiência.

A fim de testar a robustez dos resultados obtidos e investigar se a inclusão de outras variáveis altera os coeficientes estimados para a educação, são consideradas especificações alternativas. Como mencionado acima, são então incluídas outras variáveis que controlam para as características dos indivíduos e das empresas. A estimação de cada especificação é realizada para os anos 1986, 1992, 1998, 2004, 2009 (dividindo-se o período de pesquisa em partes iguais) e 1986-2009, e os resultados são apresentados na Tabela 3:3.



Tabela 3:3 – Resultados MMQ

VARIÁVEIS	Variável dependente: Logaritmo do salário real por hora								
	1986			1992			1998		
educação	0,0642*** (0,0002)	0,0477*** (0,0001)	0,0496*** (0,0001)	0,0714*** (0,0001)	0,0530*** (0,0001)	0,0549*** (0,0001)	0,0623*** (0,0001)	0,0419*** (0,0001)	0,0438*** (0,0001)
sexo	-0,2064*** (0,0007)	-0,1415*** (0,0007)	-0,1532*** (0,0007)	-0,2435*** (0,0007)	-0,1788*** (0,0008)	-0,1894*** (0,0007)	-0,2271*** (0,0006)	-0,1673*** (0,0006)	-0,1726*** (0,0006)
experiência	0,0282*** (0,0001)	0,0204*** (0,0001)	0,0211*** (0,0001)	0,0254*** (0,0001)	0,0203*** (0,0001)	0,0205*** (0,0001)	0,0242*** (0,0001)	0,0201*** (0,0001)	0,0205*** (0,0001)
experiência2	-0,0005*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
antiguidade	0,0173*** (0,0001)	0,0066*** (0,0001)	0,0075*** (0,0001)	0,0162*** (0,0001)	0,0066*** (0,0001)	0,0063*** (0,0001)	0,0178*** (0,0001)	0,0101*** (0,0001)	0,0106*** (0,0001)
antiguidade2	-0,0002*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
log vendas		0,0456*** (0,0001)			0,0443*** (0,0002)			0,0493*** (0,0001)	
log dimensão			0,0468*** (0,0002)			0,0507*** (0,0002)			0,0518*** (0,0001)
Binária ocupação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Binária indústria	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Binária distrito	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	936710	880011	921662	1181002	1081712	1162386	1488928	1302688	1460352
R quadrado	0,499	0,652	0,637	0,512	0,614	0,608	0,571	0,660	0,669
RMSE	0,319	0,263	0,271	0,365	0,323	0,327	0,358	0,310	0,315

Continua na página seguinte

Continuação da página anterior

VARIÁVEIS	Variável dependente: Logaritmo do salário real por hora								
	2004			2009			1986-2009		
educação	0,0668*** (0,0001)	0,0464*** (0,0001)	0,0496*** (0,0001)	0,0640*** (0,0001)	0,0472*** (0,0001)	0,0499*** (0,0001)	0,0662*** (0,0000)	0,0475*** (0,0000)	0,0501*** (0,0000)
sexo	-0,2152*** (0,0006)	-0,1629*** (0,0006)	-0,1699*** (0,0006)	-0,1968*** (0,0006)	-0,1472*** (0,0006)	-0,1518*** (0,0006)	-0,2202*** (0,0001)	-0,1630*** (0,0001)	-0,1701*** (0,0001)
experiência	0,0244*** (0,0001)	0,0202*** (0,0001)	0,0207*** (0,0001)	0,0216*** (0,0001)	0,0201*** (0,0001)	0,0201*** (0,0001)	0,0241*** (0,0000)	0,0199*** (0,0000)	0,0202*** (0,0000)
experiência2	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
antiguidade	0,0220*** (0,0001)	0,0138*** (0,0001)	0,0157*** (0,0001)	0,0227*** (0,0001)	0,0161*** (0,0001)	0,0175*** (0,0001)	0,0195*** (0,0000)	0,0109*** (0,0000)	0,0122*** (0,0000)
antiguidade2	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
log vendas		0,0547*** (0,0001)			0,0485*** (0,0001)			0,0489*** (0,0000)	
log dimensão			0,0524*** (0,0001)			0,0430*** (0,0001)			0,0480*** (0,0000)
Binária ocupação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Binária indústria	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Binária distrito	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	1739221	1544942	1701579	1903845	1648532	1859457	32141975	28567670	31467283
R quadrado	0,552	0,644	0,652	0,533	0,605	0,624	0,561	0,646	0,650
RMSE	0,385	0,331	0,339	0,388	0,342	0,348	0,372	0,325	0,332

Nota: Desvios-padrão entre parêntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. A especificação para 1986-2009 inclui um conjunto de variáveis binárias para o ano. RMSE: *root mean square error*.

Fonte: Sousa (2014).

Os resultados têm o sinal esperado, sendo estatisticamente significativos para um nível de significância de 1%, e sugerem que a inclusão de controlos adicionais melhora o poder explicativo do modelo. Assim, confirma-se que a educação tem um impacto positivo e significativo sobre os salários, variando entre 4,2% e 7,2%, ao longo do tempo. Em cada ano estudado, observa-se uma redução nos impactos da educação com a inclusão de co-variáveis adicionais. Este resultado está de acordo com o previsto na literatura, que sugere que a inclusão de variáveis de controlo relacionadas com o emprego (por exemplo, o setor de atividade), na equação de Mincer, conduz a uma diminuição substancial nos retornos à educação (Lima e Pereira, 1999; Pereira e Martins, 2002a, 2004b). Note-se que, em média, as mulheres ganham menos do que os homens, entre 14% e 24%, sugerindo a existência de discriminação, penalizadora para as mulheres, no mercado de trabalho português.

A dimensão da empresa, captada pela variável logaritmo do número de trabalhadores na empresa, e a rentabilidade da empresa, captada pela variável logaritmo das vendas reais da empresa, têm um impacto positivo sobre as remunerações dos trabalhadores, dadas as estimativas positivas e estatisticamente significativas, entre 4,3% e 5,5%, obtidas. Assim, um aumento de 1% na dimensão da empresa conduz a um aumento, entre 4,3% e 5,2%, nos salários dos trabalhadores, impacto também encontrado por Machado e Mata (2001). Por outro lado, um aumento de 1% nas vendas reais conduz a um aumento, entre 4,4% e 5,5%, nos salários dos trabalhadores. Este último resultado é convergente com a literatura sobre *rent sharing*<sup>13</sup>, que apresenta evidência de fortes correlações positivas entre diferentes medidas de rentabilidade e salários e concluindo sobre importância do *rent sharing* para o funcionamento dos mercados de trabalho (Martins, 2009; Card *et al.*, 2011).

Os retornos da educação também variam por distrito. Em Portugal continental, observa-se uma maior valorização da educação nos distritos costeiros, comparativamente aos do interior. Por outro lado, os retornos da educação nos distritos do Porto e de Lisboa são mais elevados do que nos outros distritos (resultado análogo ao encontrado em Lima e Pereira, 1999; Pereira e Martins, 2004b; e Vieira *et al.*, 2006), seguindo-se os distritos de Aveiro, Braga, Coimbra e Setúbal. Observa-se também que os distritos onde os retornos da educação são mais baixos são Bragança e

---

<sup>13</sup> "*Rent sharing*" é o caso em que as rendas (lucros acima do nível que resulta do pagamento de todos os factores às suas taxas de mercado) são partilhadas pela empresa, pelo menos em parte, com os seus colaboradores (Martins, 2007).

Vila Real. O facto de os coeficientes dos modelos distritais serem estatisticamente significativos, destaca a heterogeneidade do território português.

Um refinamento adicional da especificação da equação dos retornos à educação implicou a inclusão de termos resultantes da interação de determinadas variáveis, com vista a capturar eventuais diferenças nas tendências dos retornos da educação, entre homens e mulheres, distritos, indústrias, bem como ao longo do tempo. Foi ainda tido em consideração o facto de, de acordo com a literatura empírica, os resultados obtidos através do MMQ poderem estar enviesados devido às características não observáveis das empresas como, por exemplo, os modelos de gestão adotados pela empresa, nomeadamente no que diz respeito às condições de trabalho, e os métodos de recrutamento de trabalhadores, apresentando algumas empresas métodos mais eficientes e refinados de recrutamento que permitem uma avaliação de características com impactos sobre a produtividade do trabalho que não são captadas pelas variáveis explicativas utilizadas (Martins, 2004). É relevante assumir que existem alguns atributos diferenciadores não observados, capturados no termo de erro da regressão, que podem estar correlacionados com as variáveis relacionadas com as empresas. Por forma a acomodar esta situação, foi introduzido na equação salarial um efeito específico da empresa, na expectativa que o mesmo capte, entre outros aspetos, a heterogeneidade da empresa em termos de produtividade.

Os resultados mostram uma redução na dimensão dos coeficientes, mantendo-se os sinais como esperado e estatisticamente significativos, uma vez que ao se controlar para efeitos associados com características não observáveis no modelo, os efeitos fixos estimados tendem a isolar de forma mais eficaz a influência das variáveis explicativas, resultando na redução dos coeficientes para a maioria das variáveis. Na verdade, o retorno da educação agora varia entre 3,6% e 4,8%, um retorno abaixo do previamente encontrado.

Tal como antes, os resultados indiciam um mercado de trabalho onde a discriminação baseada no sexo está presente, ou seja, em média, os homens ganham mais do que as mulheres com níveis semelhantes de escolaridade. De acordo com os resultados obtidos, em todos os níveis de escolaridade, os homens ganham mais do que as mulheres, sendo a diferença salarial menor nos níveis intermédios: as mulheres com 3º ciclo e com nível secundário ganham menos 1,11 p.p. e 0,54 p.p., respetivamente, do que os homens com os mesmos níveis de ensino, enquanto as mulheres com o 1º e 2º ciclo ganham menos 5,7 e 4,7 p.p. do que homens, respetivamente, e as

mulheres com o ensino superior (licenciatura) ganham 4,8 p.p. menos do que os homens com a mesma escolaridade. Estes resultados são consistentes com a literatura anterior sobre Portugal (Lima e Pereira, 1999; Machado e Mata, 2001, 2005; Gonzalez *et al.*, 2007; Portela, 2007; Budria e Pereira, 2011) e com a literatura internacional (por exemplo, Li *et al.*, 2012 e Rodríguez-Pose e Tselios, 2012).

Relativamente à alteração da tendência ao longo do tempo, embora quase todos os coeficientes sejam estatisticamente significativos, não revelaram diferenças significativas ao longo do período em estudo. Ainda assim, estes resultados confirmam a tendência de aumento nos retornos nos períodos 1986-1995 e 1997-2004, observada anteriormente. Note-se que é nos níveis de escolaridade mais elevados que a tendência positiva é mais acentuada. Portanto, comparando 1986-1995 com o ano base (1986), há um aumento nos retornos da educação de 11,6 p.p. e um aumento de 16,7 p.p. no ensino superior *bacharelato* e *licenciatura*, respetivamente, e desde então, em geral, a tendência inverte-se.

No que diz respeito à análise por distritos, os resultados mostram que, comparando com o distrito-base (Aveiro) a educação é mais valorizada nos distritos de Braga (maior retorno em 0,25 p.p.), Lisboa (maior retorno de 0,1 pp) e no Porto (maior retorno por 0,17 p.p.), com os maiores aumentos nos retornos à educação encontrados no 3º ciclo e níveis de ensino secundário, em Lisboa e Porto, e nos níveis de ensino secundário e superior, em Braga. Nos distritos de Bragança e Faro há quedas nos retornos da educação, menos 1,21 p.p. e 1,24 p.p., respetivamente, em relação a Aveiro.

Em relação ao setor de atividade, em que a base da indústria é "Exploração Mineira", parece não haver variações significativas nos retornos da educação em diferentes níveis de ensino nos diversos setores, exceto nos setores "Hotelaria e Restauração", "Têxteis, Vestuário e Couro", "Saúde e Assistência Social" e "Educação". A indústria em que o aumento no retorno da educação é maior é no setor da "Educação", um aumento de 3,4 p.p., com o maior aumento a ocorrer no ensino superior, enquanto no setor da "Hotelaria e Restauração" há uma diminuição de 1,1 p.p. e o nível educacional mais valorizado é o secundário.

### 3.3.2.2 Resultados do Método de Variáveis Instrumentais

Se o resíduo na equação de salários estiver correlacionado com a variável que mede a educação, designadamente os anos de escolaridade, devido à existência de variáveis omitidas, as estimativas do retorno da educação do MMQ serão enviesadas (Angrist e Krueger, 1991; Card, 1999; Wooldridge, 2010, 2006). Uma forma possível para lidar com o problema da endogeneidade da educação é utilizar a abordagem das VI em que a variável educação é instrumentada, neste caso, com o trimestre de nascimento do indivíduo. A análise é realizada para uma amostra de homens, com idades entre os 15 e os 60 anos, permitindo ultrapassar enviesamentos associados às decisões de participação no mercado de trabalho por parte das mulheres (Vieira, 1999) e concentrá-la num grupo mais homogéneo, com uma participação mais estável no mercado de trabalho.

A escolha do instrumento trimestre de nascimento do indivíduo inspira-se na abordagem implementada por Angrist e Krueger (1991), que permitiu demonstrar que o trimestre de nascimento dos estudantes gera variações nos anos de escolaridade e documentar associações significativas entre o trimestre de nascimento e a idade de entrada na escola, nível de escolaridade e os ganhos para as gerações de homens nascidos entre 1930 e 1959. Nos Estados Unidos, como a lei relativa ao sistema de ensino exige que um estudante, para entrar na escola, faça 6 anos de idade no outono do ano civil em questão, os alunos que nasceram nos primeiros meses do ano civil são mais velhos quando entram na escola do que as crianças que nascem nos últimos meses do ano, o que lhes permite sair da escola quando atingem 16 anos de idade (Angrist e Krueger, 1991). Isso induz uma relação entre trimestre de nascimento e realização escolar, porque as crianças que nascem nos primeiros meses do ano, podem deixar a escola após terem concluído menos anos de estudo do que as crianças que entram na escola com menor idade. Se o trimestre de nascimento estiver exogenamente correlacionado com os anos de escolaridade, então poderá constituir um instrumento válido para a educação (Bound *et al.*, 1995).

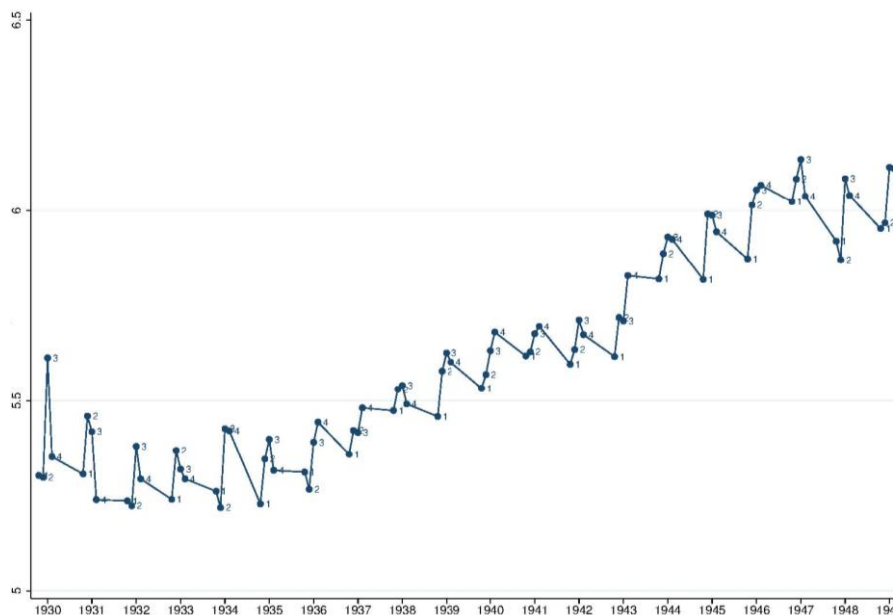
O sistema educativo português funciona de forma equivalente, pelo que é possível implementar a mesma abordagem para Portugal. Para estudantes nascidos até 1979, a lei requer que comecem o primeiro ano de escolaridade no outono do ano civil em que a criança completa 7 anos de idade e que continuem a frequentar a escola até que cumpram 12 anos de idade, se a criança nasceu antes de 1966 ou em 1966, ou 14 anos de idade, se nasceu depois de 1966. Assim, um indivíduo nascido nos primeiros meses do ano geralmente entra para a escola quando está próximo dos 8

anos de idade e vai completar os 12 anos, ou 14, imediatamente após concluir o 4º ou o 6º ano, respetivamente, sendo-lhe permitido abandonar a escola. Um indivíduo nascido no terceiro ou quarto trimestre vai começar a escola num mês próximo de completar 7 anos de idade e vai terminar o 4º ou o 6º ano, um ano antes de atingir 12 ou 14 anos de idade, respetivamente, não lhe sendo permitido abandonar a escola. Como tal, estes indivíduos iniciam, e em princípio terminam, um novo ciclo de estudos (2º ou 3º ciclo). Em todo o caso, induz-se, pelo menos, um ano adicional de escolaridade.

Com base na legislação relativa à escolaridade obrigatória, que se refere à data de nascimento do indivíduo para a escolaridade obrigatória, foram definidos três grupos de homens portugueses: os que nasceram antes de e em 1949, cuja escolaridade obrigatória é de 3 anos; os nascidos entre 1950 e 1966, cuja escolaridade obrigatória é de 4 anos; e os nascidos entre 1967 e 1980, cuja escolaridade obrigatória é de 6 anos.

As Figuras 3:4 a 3:6 apresentam a relação entre educação e trimestre de nascimento dos homens portugueses nascidos entre 1930 e 1980, ou seja, cada gráfico representa a média de anos de escolaridade, por trimestre e ano de nascimento para os três grupos. As figuras mostram uma tendência geral crescente na média da escolaridade para todos os grupos de homens. Uma observação detalhada dos gráficos indica que a educação média é geralmente mais elevada para os indivíduos nascidos no terceiro ou quarto trimestre do ano do que para os indivíduos nascidos no início do ano. Além disso, os indivíduos nascidos no terceiro ou quarto trimestre do ano tendem a ter mais educação do que os nascidos no primeiro trimestre do ano seguinte. Pode-se ainda verificar que a educação média aumentou para cerca do dobro, entre o início dos anos 1930 e o final dos anos 1970, uma vez que aumentou de cerca de 5 para cerca de 9,4 anos de escolaridade. De salientar que estes aumentos na escolaridade média são mais elevados em relação ao ano de nascimento de 1957, que coincide com o ano de nascimento dos primeiros homens portugueses abrangidos pela escolaridade obrigatória de 4 anos, sugerindo que as leis de escolaridade obrigatória foram eficazes no aumento da educação.

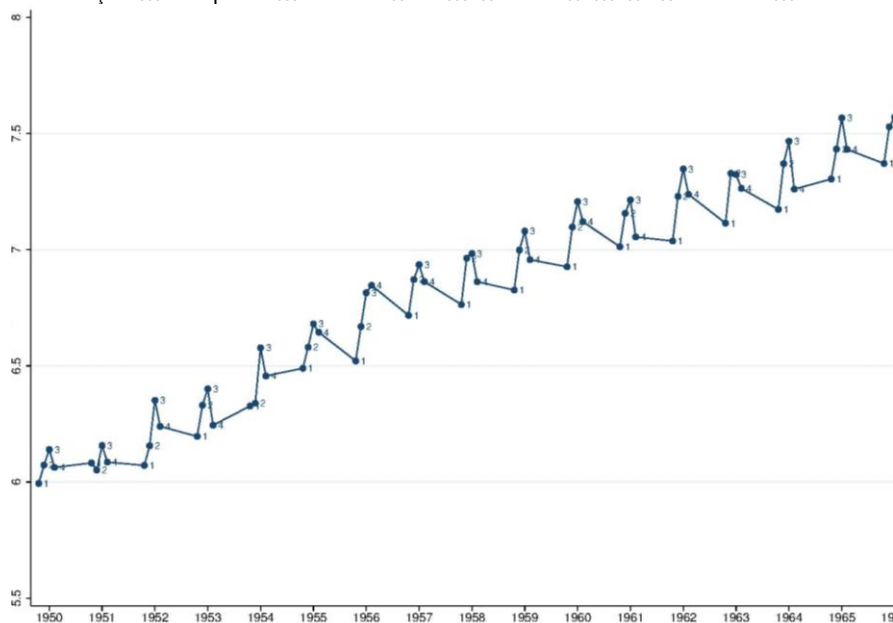
Figura 3:4 - Educação média por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1930-1949



Nota: os números de 1 a 4 que acompanham o gráfico referem-se ao trimestre de nascimento.

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Figura 3:5 - Educação média por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1950-1966

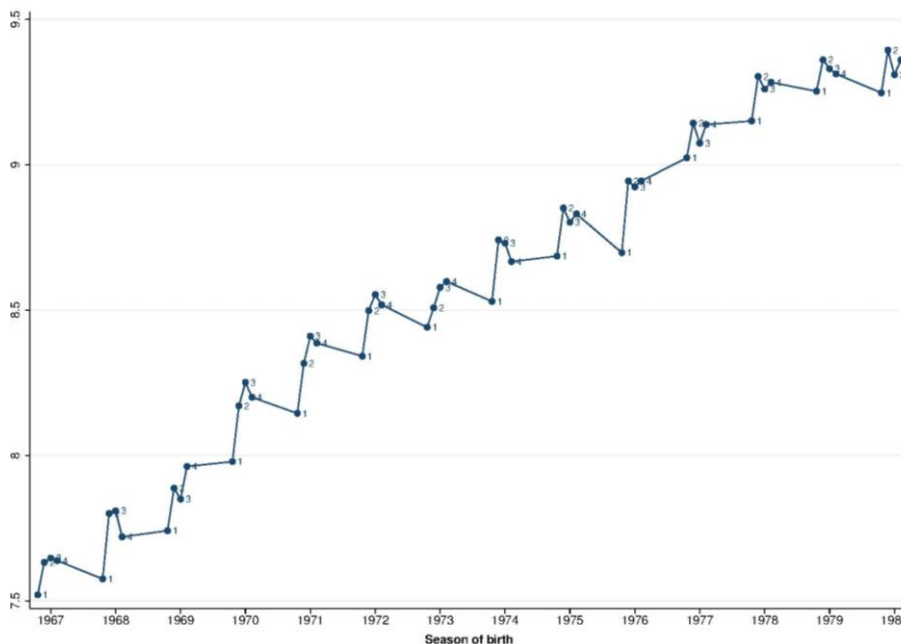


Nota: os números de 1 a 4 que acompanham o gráfico referem-se ao trimestre de nascimento.

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.



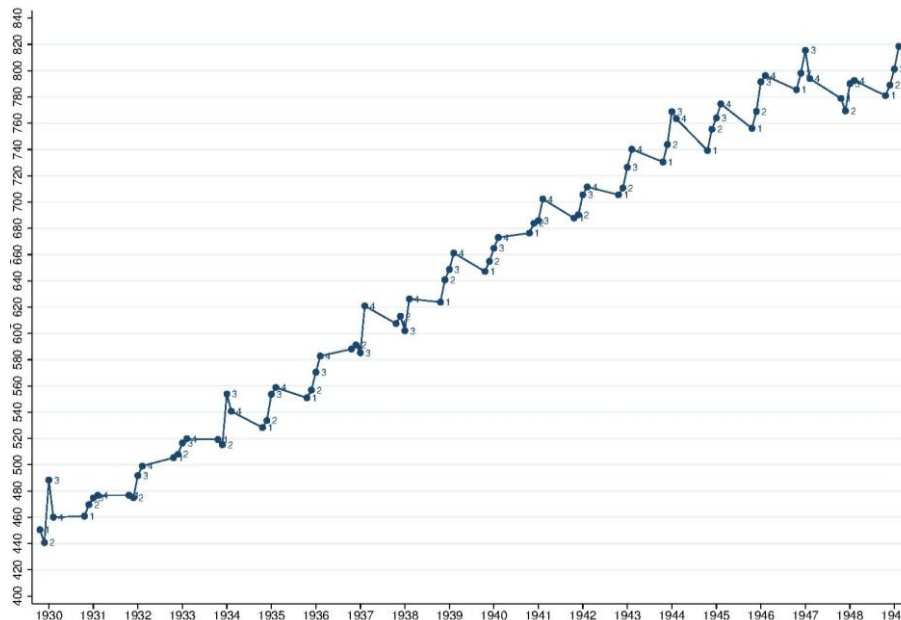
Figura 3:6 - Educação média por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1967-1980



Nota: os números de 1 a 4 que acompanham o gráfico referem-se ao trimestre de nascimento.

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

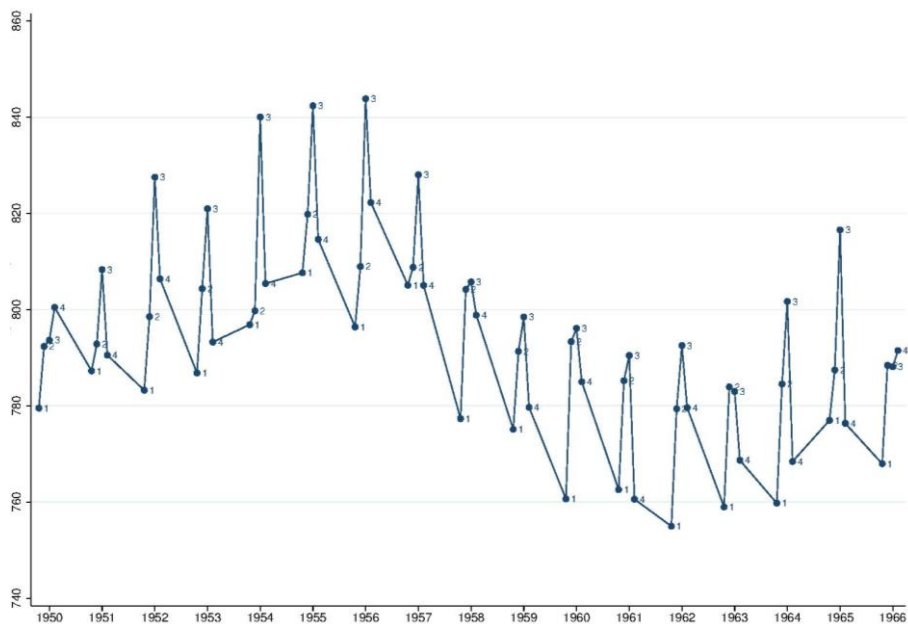
Figura 3:7 - Salário médio por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1930-1949



Nota: os números de 1 a 4 que acompanham o gráfico referem-se ao trimestre de nascimento.

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

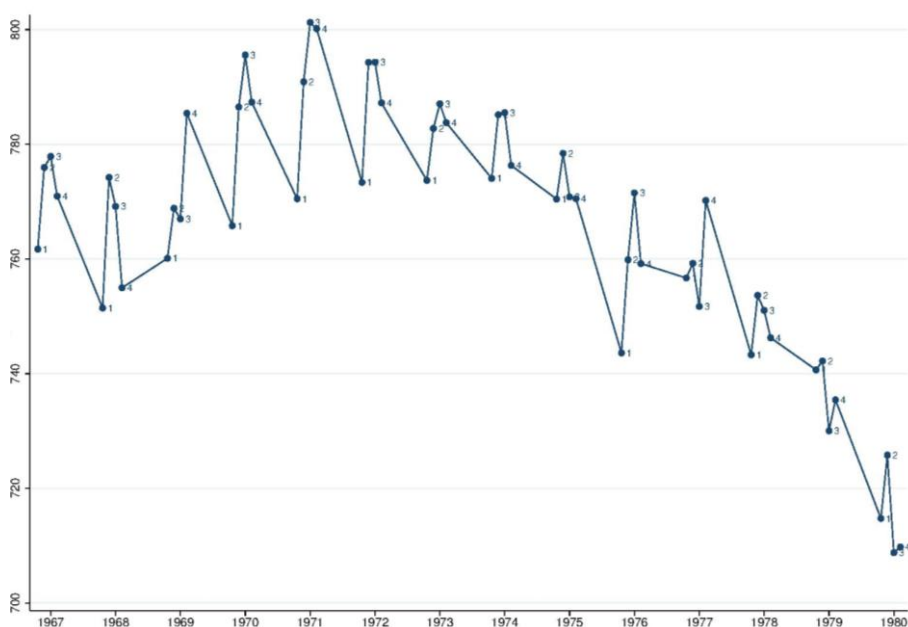
Figura 3:8 - Salário médio por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1950-1966



Nota: os números de 1 a 4 que acompanham o gráfico referem-se ao trimestre de nascimento.

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Figura 3:9 - Salário médio por trimestre de nascimento dos homens nascidos em 1967-1980



Nota: os números de 1 a 4 que acompanham o gráfico referem-se ao trimestre de nascimento.

Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

De modo a compreender se essas diferenças na escolaridade média, por trimestre de nascimento, se traduzem em salários médios diferentes, por trimestre de nascimento, representa-se o salário real médio por trimestre e ano de nascimento dos homens nascidos entre 1930 e 1980, para cada um dos subgrupos etários proposto nas Figuras 3:7 a 3:9.

A representação do salário médio por trimestre de nascimento permite destacar duas características importantes da amostra: em primeiro lugar, um aumento geral do salário médio real para todos os grupos de homens, embora, tenha havido uma inversão desta tendência desde 1972, tornando-se ligeiramente decrescente até 1980; em segundo lugar, o facto de, em geral, em todos os períodos, os homens nascidos no terceiro ou quarto trimestre do ano, que são quem tem, em média, educação mais elevada, tendem a ganhar mais do que os homens nascidos nos meses contíguos.

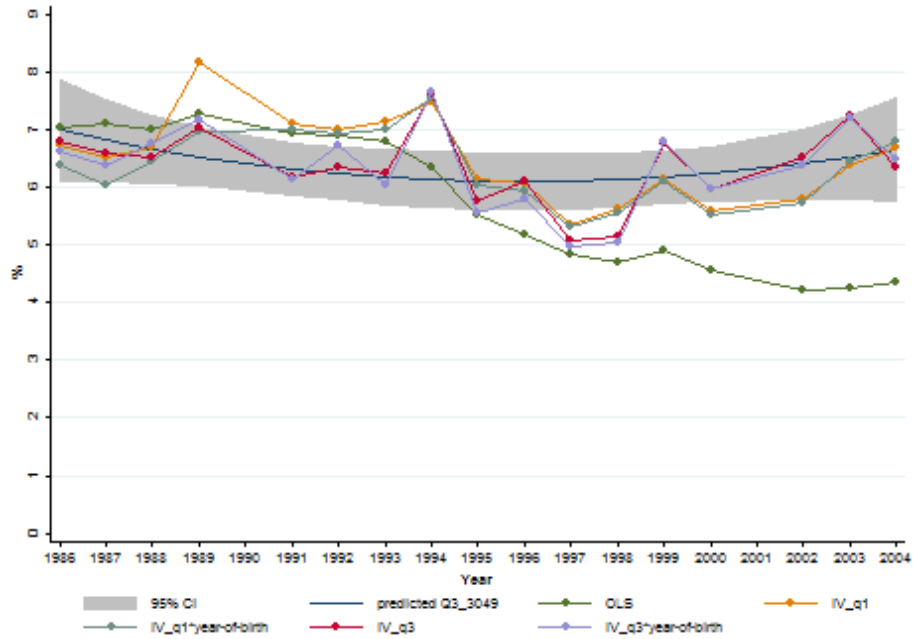
Para efeitos de comparação, estimam-se os retornos da educação para os homens nascidos entre 1930 e 1980, usando o MMQ e o método de variáveis instrumentais (IV2SLS), utilizando como instrumentos o trimestre de nascimento do indivíduo. Considera-se, alternativamente, se o indivíduo nasceu no primeiro ou no terceiro trimestre do ano, bem como uma combinação linear entre o trimestre de nascimento e a interação desta variável com o ano de nascimento do indivíduo, seguindo o proposto por Angrist e Krueger (1991) e, mais recentemente, por Leigh e Ryan (2008). O método de variáveis instrumentais é realizado em 2 etapas: uma primeira em que se estima uma regressão dos instrumentos sobre a variável a instrumentalizar, ou seja, uma regressão em que a variável a instrumentar é a variável dependente e os instrumentos, bem como as variáveis adicionais do modelo original, aparecem como variáveis explicativas; e uma segunda em que se estima o impacto da educação sobre os salários utilizando como *regressor* as estimativas da variável instrumentalizada obtidas na etapa anterior, ou seja, as estimativas da escolaridade.<sup>14</sup>

As Figuras 3:10, 3:11 e 3:12 apresentam os resultados obtidos para as estimativas dos retornos da educação com o MMQ e na segunda etapa do método de VI, para cada grupo de homens. Os gráficos mostram os resultados para as estimativas com VI quando o instrumento escolhido é o primeiro ou o terceiro trimestre de nascimento,  $q_1$  ou  $q_3$ , e os resultados dos retornos da educação quando a combinação linear entre o trimestre de nascimento e o termo da interação do trimestre de nascimento com o ano de nascimento é incluída como instrumento.

---

<sup>14</sup> Consultar anexo A.1 para mais detalhes sobre a metodologia adotada.

Figura 3:10 - Estimativas do MMQ e VI dos retornos da educação dos homens nascidos em 1930-1949



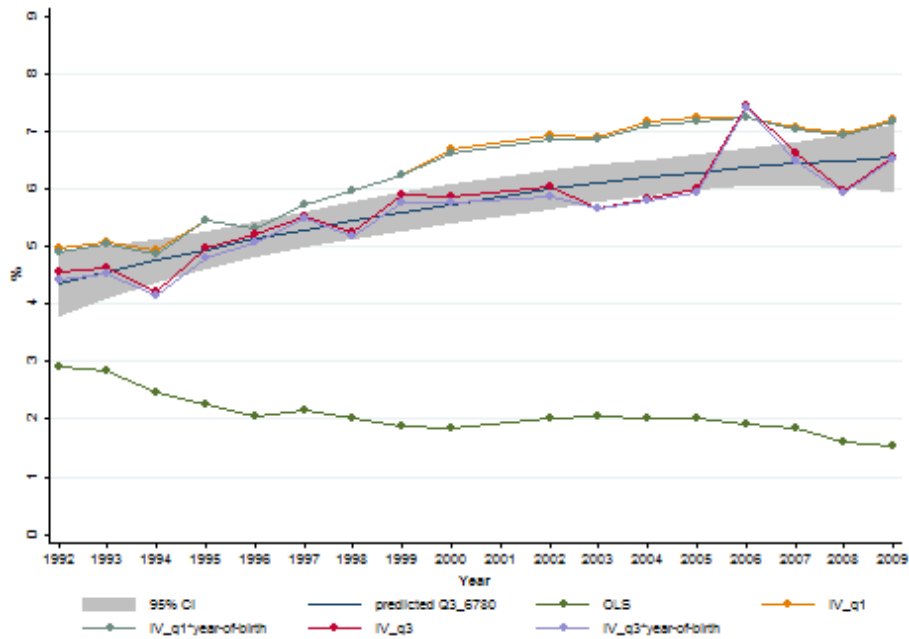
Notas: CI: intervalo de confiança. IV: variáveis instrumentais. q1: 1º trimestre; q3: 3º trimestre. OLS: método dos mínimos quadrados (MMQ). IV: variáveis instrumentais (VI).  
 Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Figura 3:11 - Estimativas do MMQ e VI dos retornos da educação dos homens nascidos em 1950-1966



Notas: CI: intervalo de confiança. IV: variáveis instrumentais. q1: 1º trimestre; q3: 3º trimestre. OLS: método dos mínimos quadrados (MMQ). IV: variáveis instrumentais (VI).  
 Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Figura 3:12 - Estimativas do MMQ e VI dos retornos da educação dos homens nascidos em 1967-1980



Notas: CI: intervalo de confiança. IV: variáveis instrumentais. q1: 1º trimestre; q3: 3º trimestre. OLS: método dos mínimos quadrados (MMQ). IV: variáveis instrumentais (VI).  
 Fonte: Quadros de Pessoal. Cálculos dos autores.

Os resultados da estimação da equação de salários com o MMQ estão em linha com os obtidos em outros estudos, ou seja, as taxas de retorno à escolaridade variam entre cerca de 1,8% e 7,3% (ver Levine e Plug, 1999; Dickson, 2012 e Wang, 2013). Os resultados sugerem que as estimativas com VI variam entre 4,1% e 7,3% e a sua tendência é mais estável do que a tendência das estimativas com o MMQ, durante o período de 1986-2009. As estimativas com VI atingem os valores máximos, ligeiramente acima de 7%, em 1994, 2005 e 2006, no primeiro, segundo e terceiro grupo, respetivamente, para todos os instrumentos utilizados. Note-se que, o resultado para o retorno da educação relativo ao ano de 1989, para o grupo de homens nascidos em 1930-1949, quando  $q_1$  é utilizado como instrumento, bem como, para o ano de 1992 e para o mesmo grupo de homens, quando  $q_3$  é usado, não são estatisticamente significativos. De realçar ainda que o retorno da educação é semelhante quando é utilizado o trimestre de nascimento e quando se utiliza o trimestre de nascimento combinado com o ano de nascimento. De notar também que, para diferentes grupos de homens, as estimativas com VI são estatisticamente diferentes na maioria dos anos em estudo, quando os diferentes trimestres de nascimento são utilizados como

instrumentos. Os resultados encontrados estão de acordo com os resultados presentes na literatura empírica (por exemplo, Levine e Plug, 1999; Leigh e Ryan, 2008; Devereux e Fan, 2011, e Grenet, 2013).

Ainda relacionado com as estimativas com VI, verifica-se que estas são maiores quando o primeiro trimestre de nascimento é usado como instrumento do que quando é utilizado o terceiro trimestre de nascimento, exceto no período de 1999-2003, no grupo 1930-1949, de 2002, no grupo 1950-1966, e 2006, no último grupo. Além disso, a partir de 1994 até ao final do período em estudo, as estimativas com VI são superiores às estimativas com o MMQ, em todos os grupos de homens, independentemente do instrumento utilizado. É obtido um resultado idêntico, durante todo o período de 1991-2009, quando  $q_1$  ou  $q_1$ \*ano de nascimento são considerados como instrumentos. Estes resultados estão em linha com a maioria da literatura (por exemplo, Angrist e Krueger, 1991; Card, 1995a; Harmon e Walker, 1995; Harmon *et al.*, 2003; Oreopoulos, 2006; Dickson, 2012; Wang, 2013).

### **3.3.3 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Apesar do aumento considerável do nível de escolaridade da força de trabalho nos últimos anos, o conhecimento sobre os retornos da educação ao longo do tempo em Portugal ainda é limitado. Assim, com base numa equação padrão de Mincer e tirando partido da disponibilidade de informação para o período 1986-2009, são estimados os retornos da educação. Os resultados obtidos indicam a existência de retornos significativos e elevados para os investimentos em educação medidos por anos de escolaridade. Durante o período analisado, o impacto da escolaridade sobre os salários é, em média, cerca de 10% e, em média, as mulheres alcançam retornos ligeiramente superiores aos dos homens, 10,1% e 9,8%, respetivamente. Além disso, verifica-se uma tendência de crescimento dos retornos da educação entre 1986 e 1995, atingindo um pico em 1995 (10,3%), e invertendo-se temporariamente esta tendência, que seria retomada entre 1997 e 2004 para, desde então, terem estabilizado em torno de 10%.

Quando se distingue entre homens e mulheres, observam-se tendências opostas a partir de 2000: a taxa de retorno é ligeiramente decrescente para os homens, enquanto para as mulheres continua a aumentar até 2009, atingindo uma taxa de retorno de 10,3%.

Considerando os diferentes níveis de ensino, a taxa de retorno para todos os níveis é bastante estável, exceto para o nível de ensino superior (“licenciatura”), que tem tendência a aumentar notavelmente a partir de 1986 até 1995. Os resultados sugerem que a escolaridade ao nível do ensino superior tenha associado retornos mais elevados, independentemente do sexo. Contudo, a presença de discriminação contra as mulheres no mercado de trabalho português apresenta uma tendência preocupante e crescente entre 1986 e 2000, começando a diminuir ligeiramente a partir de então. Finalmente, os resultados sugerem que as empresas maiores e mais rentáveis pagam salários mais elevados.

A hipótese de que a educação seja uma variável endógena e, conseqüentemente, o MMQ produza estimativas dos retornos da educação enviesadas, motivou a aplicação de uma abordagem baseada em VI, com vista a obter estimativas precisas dos retornos. Assim, explorando uma amostra representativa de trabalhadores portugueses do sexo masculino, foram considerados como instrumentos diferentes alternativas baseadas na informação sobre o trimestre de nascimento dos indivíduos. Confirmada a validade dos instrumentos, os resultados apontam para uma taxa de retorno da educação entre 4,1% e 7,3%, em geral maior do que as estimativas obtidas com o MMQ, que considera a educação como exógena (1,8% - 7,3%).

Embora os resultados aqui obtidos nem sempre corroborem os anteriores existentes para Portugal, são consistentes com a literatura, que geralmente considera que as estimativas resultantes do MMQ subestimam o retorno à educação. As diferenças entre as estimativas do MMQ e das VI podem decorrer da endogeneidade da educação, ou seja, a escolaridade é medida com erros o que, conseqüentemente, poderá causar um enviesamento decrescente no coeficiente de educação, o qual seria corrigido, aplicando a abordagem baseada em VI (Angrist e Krueger, 1991; Card, 1995a, 1999, 2001; Harmon *et al.*, 2003; Dickson, 2012). Esta situação pode ainda ser explicada pela heterogeneidade subjacente aos retornos da educação, em particular pela possibilidade dos retornos marginais serem decrescentes, hipótese particularmente relevante quando se recorre a alterações legislativas para instrumentalizar a variável educação (Card, 1995b, 1999, 2001).

## 4 EMPREGABILIDADE

No atual contexto socioeconómico de fraco crescimento associado a elevados níveis de desemprego, em especial de desemprego jovem, o grupo etário com maiores níveis de educação formal, o estudo da relação entre educação e as transições no mercado de trabalho reveste-se de particular relevância. De facto, um maior entendimento sobre o impacto da educação nos fluxos de emprego/desemprego apresenta-se como uma ferramenta útil no desenvolvimento de políticas de emprego mais eficazes na criação de emprego qualificado e com efeitos positivos sobre o crescimento económico.

Avaliar de que forma e em que medida o nível de educação afeta as transições no mercado de trabalho, nomeadamente, verificar se os indivíduos com mais formação têm menor risco de perda de emprego (transitar de uma situação de emprego para desemprego), e se, uma vez desempregados, aqueles com maior formação têm maiores oportunidades de encontrar emprego (transitar de uma situação de desemprego para emprego), constituem assim os principais objetivos da presente análise.

A importância da educação extravasa os retornos individuais que esta proporciona. De facto, de acordo com as teorias de *screening*<sup>15</sup> e *signalling*<sup>16</sup>, os empregadores usam o nível de escolaridade dos indivíduos como forma de reduzir as assimetrias de informação sobre a produtividade não observada dos seus potenciais trabalhadores. Este comportamento por parte das empresas pode suscitar dois tipos de efeito. Por um lado, os indivíduos mais produtivos investem mais em educação como forma de sinalizar uma maior produtividade e assim conseguir melhores empregos e salários. Por outro lado, o investimento em educação tem efeitos positivos na produtividade, potenciando ainda mais o efeito de sinalização e seleção (ver Spence, 1973; Stiglitz, 1975; Layard e Psacharopoulos, 1974; e Weiss, 1995).

Taxas de desemprego mais baixas, entre os trabalhadores com maior educação/formação, podem encontrar uma explicação na teoria de *crowding-out*<sup>17</sup>. No âmbito desta teoria, os empregadores têm preferências (ordenadas) pelas qualificações e capacidades dos seus trabalhadores ou potenciais trabalhadores, sendo estes ordenados por ordem de preferência. Neste sentido, as teorias de

---

<sup>15</sup> *Screening*: triagem e selecção.

<sup>16</sup> *Signalling*: sinalização.

<sup>17</sup> *Crowding-out*: exclusão.



capital humano, de *screening* e *signalling* sugerem que, em média, os indivíduos com maior formação se posicionem nos primeiros lugares, à frente de indivíduos com menor formação. E é devido à posição relativa dos mais e menos educados, que os primeiros são preferidos e apresentam menores taxas de desemprego.

Finalmente, o nível de educação pode também explicar a menor incidência de desemprego pelo efeito que tem sobre os métodos e a intensidade na procura de emprego, entre os desempregados.

#### **4.1 TRANSIÇÕES NO MERCADO DE TRABALHO: RESULTADOS E MÉTODOS**

Numa avaliação envolvendo diferentes países da União Europeia, entre 2006 e 2008, usando dados do *European Union Labour Force Survey* (Inquérito ao Emprego da União Europeia), Bachmann e Baumgarteodelon (2012) estudaram os determinantes dos métodos de procura de emprego entre desempregados à procura de emprego. Os autores concluíram que, em média, os indivíduos com mais educação e mais jovens procuram emprego com maior intensidade<sup>18</sup>. Os autores encontraram evidência de diferenças entre homens e mulheres, com as últimas a procurarem emprego, em média, de forma menos intensiva que os primeiros. Para além das diferenças entre homens e mulheres, os resultados mostram que a composição do agregado familiar, designadamente o número de crianças e idosos, está associada a níveis mais baixos de procura de emprego. Comparando métodos alternativos de procura de emprego, os resultados encontrados revelam a existência de heterogeneidade entre os países. Comparando com a utilização dos centros de emprego públicos, os indivíduos de países mediterrânicos, como Espanha, Itália e Grécia preferem métodos informais de procura de emprego, como a rede de contatos familiar, enquanto nos países da Europa Central e Oriental, os indivíduos preferem métodos de procura de emprego diretos.

Ainda sobre os métodos de procura de emprego, Addison e Portugal (2002) usaram dados nacionais do Inquérito ao Emprego, da década de 90, para estimar a sua eficácia na saída do desemprego. Os autores encontraram evidência de que a procura de emprego através dos centros de emprego conduz a empregos com menor duração e menor salário do que os empregos encontrados através de outros métodos de procura. Os resultados mostram ainda que o uso de métodos de procura direta e a rede informal de contatos são os métodos preferidos (em contraste com as

---

<sup>18</sup> Medido pelo número de métodos ativos de procura de emprego por conta de outrem.

preferências encontradas, geralmente, na literatura britânica); contudo, e apesar destes métodos lhes garantirem melhores oportunidades de encontrar emprego, não estão associados a ganhos salariais superiores.

Núñez e Livanos (2009) avaliaram o impacto do nível de educação e da área de estudo no desemprego de curto e longo prazo, para a UE-15, e concluíram que quer o nível de educação, quer a área de estudo influenciam tanto a transição do desemprego de curto prazo para emprego, como a passagem de uma situação de desemprego de curto prazo para uma situação de desemprego de longo prazo. Os resultados mostram que, em geral, o ensino superior está associado a melhores oportunidades de encontrar emprego, tendo um impacto mais moderado na prevenção do desemprego de longo prazo. Numa análise comparativa da empregabilidade de licenciados numa situação de desemprego de curto prazo, os resultados encontrados divergem entre países. Os licenciados em países como a Finlândia, Bélgica e Reino Unido são os que têm melhores perspectivas de encontrar um emprego, enquanto os licenciados em países como Itália, Grécia e Portugal, a par de países como França, Luxemburgo, Alemanha e Suécia que, apesar do seu sistema de ensino superior ser internacionalmente reconhecido, apresentam menores probabilidades de encontrar emprego. Estes resultados parecem sugerir a existência de problemas no mercado de trabalho destes países que dificultam a transição do sistema de ensino para o mercado de trabalho. Relativamente à área de estudo, os resultados mostram a existência de oportunidades de emprego desiguais consoante as áreas.

Riddell e Song (2011b) estudaram a relação entre educação e a probabilidade de encontrar emprego para aqueles que se encontravam sem emprego no ano anterior. O estudo foi motivado pela ideia de que os indivíduos com maior educação (formação) estão mais aptos para tomar decisões sensatas ou mais informadas aquando de uma alteração do *status quo*. Os resultados obtidos mostram que, em geral, quanto maior o nível de ensino do indivíduo, maior a probabilidade deste encontrar emprego e que, em particular, a conclusão do ensino secundário aumenta a probabilidade de encontrar emprego em 40 pontos percentuais. Os autores também avaliaram o impacto da educação na incidência de desemprego e identificam um efeito de prevenção de desemprego maior em torno dos 12 a 16 anos de escolaridade. Ou seja, aqueles que terminam o ciclo de estudos, seja o ensino secundário ou superior, são beneficiados relativamente àqueles que não completam o ciclo de estudos. Adicionalmente, os autores encontraram evidência que a conclusão

do ensino superior está associada a uma menor prevalência de desemprego, não tendo encontrado nenhuma relação causal semelhante entre aqueles que concluíram o ensino secundário.

Num outro estudo, Riddell e Song (2011a), utilizando dados para o Canadá, chegaram a resultados em linha com os obtidos para os EUA, ou seja, indivíduos com mais escolaridade têm maiores oportunidades de encontrar emprego. Adicionalmente, à avaliação da relação entre educação e mercado de trabalho, os autores também avaliaram o efeito da educação na intensidade da procura de emprego. Tal como em outros trabalhos, a educação tem um efeito causal positivo na intensidade de procura de emprego.

O risco de desemprego pode ser analisado sob duas perspetivas: a do risco de perda de emprego; e a do risco de não encontrar emprego uma vez desempregado. Lauer (2003) analisou ambos os riscos num estudo comparativo entre a França e a Alemanha, para a década de 1990, e concluiu que a educação reduz o risco de desemprego (perda de emprego) e que os indivíduos com níveis de educação mais baixos e sem formação profissional são os que apresentam maior risco de perder o emprego. *Ceteris paribus*, a conclusão do ensino superior apresenta-se como a melhor forma de proteção contra a perda de emprego em França, ao passo que, na Alemanha, uma qualificação profissional de nível intermédio assegura uma melhor proteção contra a perda de emprego. Uma característica comum a ambos os países é o facto dos indivíduos com uma licenciatura (*lower tertiary education*) apresentarem um risco de perda de emprego menor do que aqueles com grau superior, sugerindo que os cursos de licenciatura poderão ter uma orientação mais próxima das necessidades dos empregadores, ao contrário daqueles muito especializados, para os quais as ofertas de emprego são mais reduzidas. Entre aqueles que se encontram sem emprego, a educação aumenta as possibilidades de sair do desemprego e encontrar um emprego. Os indivíduos com ensino superior mostram ter maior probabilidade de encontrar emprego, havendo uma pequena diferença entre os indivíduos licenciados e os que possuem um grau académico superior. Em suma, o risco de perda de emprego, para qualquer nível de ensino, é maior em França<sup>19</sup> do que na Alemanha, assim como as perspetivas de encontrar emprego se desempregado. Com efeito, um trabalhador alemão tem maior segurança no emprego, ou seja, menor probabilidade de perder o emprego, mas aqueles que estão sem emprego têm mais dificuldades em encontrar emprego. Na Alemanha, a obtenção de uma qualificação profissional de nível intermédio garante

---

<sup>19</sup> No período analisado a taxa de desemprego é maior em França que na Alemanha, em particular entre os que têm formação profissional básica e qualificações intermédias.

uma melhor proteção contra a perda de emprego, mas são os indivíduos com formação superior que têm maior facilidade em encontrar emprego. Em França os diplomados têm menor probabilidade de perder o emprego e maior probabilidade de encontrar emprego, caso estejam desempregados. Estes resultados explicam, de certo modo, a maior procura pelo ensino profissional na Alemanha e o maior investimento individual no ensino superior em França.

No estudo desenvolvido por Wolbers (2000), o autor investiga se os trabalhadores holandeses com menos formação têm maior probabilidade de perder o emprego, se têm episódios de desemprego de maior duração e ainda procura perceber se este fenómeno é mais forte durante períodos de recessão económica. A análise relativa à transição de emprego para desemprego sugere que níveis mais elevados de educação estão associados a menor risco de perda de emprego, com resultados não lineares. Indivíduos com o ensino superior têm maior probabilidade de perder o emprego do que os indivíduos com *higher vocational graduates*. Este resultado sugere que os empregadores têm preferência por trabalhadores com formação profissional ou que os cursos profissionais estão mais alinhados com as suas necessidades. Alterações nas condições do mercado de trabalho, medidas pela taxa de desemprego, aumentam, como esperado, o risco de desemprego, em especial para aqueles com *lower secondary education*.

Relativamente à transição de desemprego para emprego, os resultados sugerem que os indivíduos com educação (profissional ou académica) igual ou superior ao ensino secundário têm melhores perspectivas de encontrar emprego do que aqueles com instrução primária, mas não foram encontradas diferenças entre indivíduos com o ensino secundário e o ensino superior. Em termos da sensibilidade face a variações na taxa de desemprego, aqueles que têm o ensino secundário completo e licenciatura são os menos afetados por variações na taxa de desemprego. Quanto às diferenças entre homens e mulheres, os resultados mostram que globalmente as mulheres têm piores perspectivas de encontrar emprego, com a exceção das mulheres com ensino superior, que têm mais facilidade em encontrar emprego que os colegas do sexo masculino.

Kettunen (1997), usando dados individuais finlandeses para indivíduos que perderam o emprego durante o ano de 1985, conclui que a educação, até 13-14 anos de escolaridade, tem um efeito positivo sobre a empregabilidade. Contudo, este efeito positivo passa a negativo para indivíduos com mestrado ou doutoramento, que possuem menores possibilidades de encontrar um novo emprego. Segundo o autor, a menor facilidade em encontrar emprego por parte de indivíduos com

mestrado ou doutoramento, prende-se com o aumento na seletividade e grau de especificação dos cursos de formação o que torna mais difícil para os indivíduos encontrar emprego dentro da sua área de especialização/formação, comparativamente aos outros níveis de educação.

Em resumo, dos estudos existentes sobre educação e transições no mercado de trabalho surgem algumas conclusões. Primeiro, a educação tem um efeito positivo na prevenção do desemprego e, para aqueles que se encontram desempregados, parece aumentar as oportunidades de encontrar um novo emprego. Tal resultado está associado ao impacto da educação na produtividade ou ao facto desta funcionar como mecanismo de sinalização da produtividade ou habilidade dos indivíduos. Segundo, relativamente à transição de desempregado para empregado, a intensidade de procura de emprego aparenta ter um papel importante, com aqueles que procuram mais intensivamente a terem maior sucesso na saída do desemprego para emprego. Terceiro, alguns estudos apontam para a importância da estrutura familiar, como a presença de crianças ou idosos, na participação no mercado de trabalho. Eventualmente associado a este aspeto, observa-se uma discriminação em relação às mulheres que apresentam uma maior probabilidade de desemprego e uma menor facilidade em sair de uma situação de desemprego. Para finalizar, alguns estudos comparativos entre países mostram a existência de heterogeneidade na forma como os indivíduos procuram emprego e no efeito da educação, nomeadamente, ao nível do tipo de educação (educação profissional ou não profissional) nas transições do mercado de trabalho.

## **4.2 TRANSIÇÕES NO MERCADO DE TRABALHO EM PORTUGAL**

Oliveira (2014), com base nos dados do Inquérito ao Emprego, disponibilizados pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) e aplicando modelos de duração, avalia os efeitos da educação nas transições no mercado de trabalho, estimando dois modelos empíricos: um para a transição de uma situação de emprego para uma situação de desemprego; e outro para a transição de uma situação de desemprego para uma situação de emprego, controlando para características individuais e do agregado familiar. A análise que aqui se propõe segue a literatura existente, sendo a avaliação do impacto da educação nas transições que ocorrem no mercado de trabalho (de uma situação de emprego para uma de desemprego, e vice-versa) baseada em modelos de duração, conforme se descreve na subsecção seguinte.

#### 4.2.1 METODOLOGIA E DADOS <sup>20</sup>

Os modelos de duração, também conhecidos por modelos de sobrevivência, focam a sua atenção no tempo que decorre até que um dado evento ocorra, i.e., até que exista uma transição de um estado para outro, condicional a que o evento não tenha ocorrido até então.

No presente contexto, pretende-se avaliar se a educação influencia o risco de desemprego (emprego) de um dado indivíduo, tendo em conta há quanto tempo está empregado (desempregado), ou seja, a duração do emprego (desemprego). Neste caso, a variável dependente é a duração do emprego (desemprego), o evento de interesse é a transição para o desemprego (emprego), sendo a educação a variável explicativa de maior interesse na nossa análise.

Formalmente, a distribuição da variável tempo,  $T$ , ou seja, a duração num dado estado, pode ser caracterizada por uma função denominada *hazard function*<sup>21</sup>, que mede o risco (*hazard*) instantâneo de ocorrência de um evento. A *hazard rate* é a probabilidade condicional que uma transição ocorra num dado momento,  $t$ , dado que nenhum evento ocorreu até aquele momento.

Diferentes alternativas podem ser aplicadas na estimação de modelos de duração. Neste estudo foram estimados dois modelos alternativos em contexto de riscos concorrentes (*competing risks*): o modelo de Cox (*cause-specific hazard*) e um modelo alternativo proposto por Fine e Gray (1999) o qual denominamos *CIF- cumulative incidence function*. Ambos foram estimados com erros padrão robustos, permitindo a correlação de observação entre indivíduos do mesmo agregado (família), mas tratando como independentes as observações entre indivíduos de diferentes famílias.

Foram considerados três estados possíveis: (i) empregado, (ii) desempregado e (iii) inativo. Quando o indivíduo se encontra numa situação de emprego, há dois estados para onde ele pode transitar: desemprego e inatividade. Assim, quando o estado de origem é o emprego, o desemprego e a inatividade são estados que concorrem entre si (*competing risks*) como destinos possíveis para uma eventual transição. A análise do tempo para a ocorrência de uma transição dado que o indivíduo está empregado é realizada na Secção 4.2.2. Quando o indivíduo se encontra numa situação de desemprego, há também dois estados para onde pode fazer uma transição: emprego e inatividade. Neste caso o emprego e a inatividade concorrem entre si para uma eventual transição no

---

<sup>20</sup> Para informações adicionais nesta matéria, consultar o anexo metodológico A.2.

<sup>21</sup> *Hazard*: risco

mercado de trabalho. A análise do tempo para a ocorrência de uma transição dado que o indivíduo está desempregado é realizada na Secção 4.2.3.

Na estimação dos modelos foram utilizados dados do Inquérito ao Emprego (IE), levado a cabo pelo INE, para o período de 1998 até 2010. A informação que consta destes inquéritos é recolhida através de entrevistas individuais diretas onde todos os indivíduos do agregado familiar são entrevistados, permitindo a caracterização detalhada dos indivíduos em relação a diferentes tópicos, nomeadamente, características económicas e sociodemográficas, incluindo escolaridade e área de estudo, a condição perante o emprego, as características do emprego e métodos de procura de emprego. Com base nesta informação são avaliados dois tipos de transição no mercado de trabalho: a transição de emprego para desemprego e a transição de desemprego para emprego.

Para ambos os casos, a estimação dos modelos restringe-se a homens e mulheres com idade entre os 15 e os 64 anos, entrevistados entre o primeiro trimestre de 1998 e o quarto trimestre de 2010. No caso dos indivíduos que durante o período de observação registaram mais que uma transição no mercado de trabalho, cada transição foi tratada de forma independente, como se de um novo indivíduo se tratasse.

Uma vez que os modelos estimados assumem uma proporcionalidade dos *hazards* para assegurar a não violação deste pressuposto adotou-se o procedimento proposto na literatura, ou seja, foram adicionadas interações com variáveis binárias para o tempo. Por exemplo, para os indivíduos com ensino superior foi adicionada uma interação, identificando aqueles que trabalham há menos ou mais de 780 semanas (15 anos), no caso das transições do emprego para o desemprego, e para os indivíduos casados foi adicionada uma interação, identificando aqueles que são casados e se encontram sem emprego há menos ou mais de 78 semanas (18 meses), no caso das transições do desemprego para o emprego.

Para a análise da transição de emprego para desemprego restrições adicionais foram consideradas, designadamente, apenas foram considerados residentes em Portugal, tendo sido excluídos trabalhadores no serviço militar (quer no serviço militar obrigatório quer em regime voluntário), trabalhadores por conta própria e ainda trabalhadores não remunerados. Alguns indivíduos transitarão entre empregos, sem que exista informação sobre se passaram por um período intermédio de desemprego ou se, pelo contrário, passaram de uma empresa para outra diretamente. Para estes casos, apenas foi mantida a informação sobre a última situação de emprego.

A educação, que constitui a variável cujo impacto nos interessa avaliar, foi considerada tendo em conta o nível de educação mais elevado obtido pelo indivíduo: sem educação; 1º ciclo do ensino básico; 2º ciclo do ensino básico; 3º ciclo do ensino básico; ensino secundário e pós-secundário não superior; e ensino superior. Para além da educação, foram consideradas variáveis adicionais por forma a controlar para características dos indivíduos, dos agregados familiares, assim como para as condições do mercado de trabalho.

A análise das duas transições foi realizada para dois períodos distintos: 1998 a 2008 (antes da crise de dívida soberana) e 1998 a 2010, com o objetivo de se compreender em que medida a crise da dívida soberana afetou a dinâmica do mercado de trabalho, em especial o impacto da educação.

#### **4.2.2 TRANSIÇÃO DE EMPREGO PARA DESEMPREGO**

A análise das transições de emprego para desemprego baseou-se numa amostra composta por 131 015 indivíduos, correspondendo a 410 509 observações com 47,8% de mulheres e 67,4% de indivíduos casados. A idade média é de 39 anos, com os indivíduos na faixa etária dos 35 aos 44 anos a representar 29,2% da amostra. Cerca de 29,2% têm o 1º Ciclo do ensino básico, e 28% têm pelo menos o ensino secundário. A região com mais observações é a região Norte, com 28,3%, seguida da região de Lisboa, com 17,7%. A duração média do emprego é de 493 semanas (9,5 anos) com um máximo de 1569 semanas (30 anos).

Formalmente o modelo é dado pela seguinte equação:

$$\theta(t, X_i) = \theta_0(t) \exp(\beta' X_i)$$

ou seja a *hazard rate* ( $\theta(t, X_i)$ ) é função de uma *hazard function de base* ( $\theta_0(t)$ ) e de uma combinação linear das características dos indivíduos ( $\beta' X_i$ ). Na análise das transições a partir de uma situação de emprego a heterogeneidade é introduzida da seguinte forma:



$$\begin{aligned} \beta'X_i = & \beta_1Mulher + \beta_2Casado + \beta_3Crianças1 + \beta_4Crianças2 + \beta_5Idosos \\ & + Mulher(\beta_6Casado + \beta_7Crianças1 + \beta_8Crianças2 \\ & + \beta_9Idosos) + \beta_{10}Educação + \beta_{11}(Educação \times Crise) \\ & + \beta_{12}Idade + \beta_{13}NUTS_W + \beta_{14}NAT_W \end{aligned}$$

Ou seja, incluem-se como variáveis explicativas o género dos indivíduos (Mulher), se casado ou não (Casado), se existem dependentes no lar (Crianças1, Crianças2 e Idosos), o nível de escolarização (Educação) e uma interação com a crise (Educação×Crise), a idade e duas variáveis relativas à evolução da taxa de desemprego, na NUTS-II do local de trabalho ( $NUTS_W$ ), e a nível nacional ( $NAT_W$ ).

#### 4.2.2.1 De 1998 a 2008

A Tabela 4:1 apresenta os resultados da estimação para o risco de desemprego, na forma de rácio (*hazard ratio*), para o período de 1998 a 2008.

No global, os resultados obtidos nos dois modelos são similares. Estes sugerem que uma mulher solteira tem um risco de perda de emprego superior, comparativamente aos homens, ainda que, neste caso, não sejam estatisticamente significativos.

Entre aqueles que trabalham há menos de 520 semanas (10 anos), os resultados estimados indicam que as mulheres casadas têm um risco superior de desemprego, comparativamente aos homens casados. Nenhuma diferença foi encontrada entre aqueles que trabalham há mais de 520 semanas. Comparando homens casados com homens solteiros (que trabalham há menos de 520 semanas), os primeiros têm um menor risco de desemprego. No entanto, este efeito positivo não foi encontrado entre homens casados que trabalham há mais de 10 anos.

Tabela 4:1 – Risco de desemprego (1998-2008)

	CIF	Cox PH
Mulher	1,031 (0,060)	1,047 (0,061)
Casado, trabalha <10 anos	0,805*** (0,060)	0,779*** (0,058)
Casado, trabalha >10 anos	1,012 (0,176)	1,003 (0,175)
Crianças1	0,936 (0,077)	0,940 (0,077)
Crianças2	0,896* (0,051)	0,899* (0,052)
Idosos	1,117* (0,070)	1,123* (0,070)
Mulher*Casado, <10 anos	1,156 (0,103)	1,208** (0,107)
Mulher*Casado, >10 anos	0,798 (0,124)	0,795 (0,123)
Mulher*Crianças1	1,280** (0,126)	1,272** (0,125)
Mulher*Crianças2	1,077 (0,074)	1,079 (0,074)
Mulher*Idosos	0,971 (0,089)	0,953 (0,087)
Educação		
Sem Educação	1,031 (0,099)	1,084 (0,103)
Básico2	0,939 (0,053)	0,920 (0,052)
Básico3	0,836*** (0,051)	0,817*** (0,050)
Secundário, trabalha <15 anos	0,745*** (0,050)	0,728*** (0,049)
Secundário, Trabalha >15 anos	0,376*** (0,137)	0,370*** (0,135)

Superior, trabalha <15 anos	0,686*** (0,052)	0,655*** (0,049)
Superior, trabalha >15 anos	0,206*** (0,095)	0,201*** (0,093)
Idade		
15-24	1,057 (0,060)	1,116* (0,063)
35-44	0,979 (0,056)	0,977 (0,056)
45-54, trabalha <10 anos	1,011 (0,074)	1,019 (0,074)
45-54, trabalha >10 anos	0,713** (0,112)	0,716** (0,112)
55+	0,982 (0,091)	1,039 (0,096)
NUTS	1,262*** (0,025)	1,279*** (0,026)
NAT	1,124*** (0,011)	1,129*** (0,011)
<hr/>		
Teste PH (Schoenfeld) <sup>22</sup>		18,51
Log pseudolikelihood	-25425,58	-25,243,09
AIC	50901,15	50536,17
Wald $\chi^2$	423,54***	496,35***
Observações	316266	316266
Eventos	2922	2922

Notas: *Robust* Erro-Padrão em parêntesis. \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test* (Schoenfeld Residuals) refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

Fonte: Cálculos dos autores.

Os resultados sugerem ainda que a estrutura familiar desempenha um papel, não negligenciável na transição para o desemprego, afetando homens e mulheres de forma diferente.

Para os homens, uma criança adicional com até quatro anos não tem efeito no risco de desemprego, enquanto a presença de idosos no agregado familiar (Crianças2) parece reduzir (aumentar) o risco de perda de emprego. Já para as mulheres, um filho adicional com menos de quatro anos aumenta substancialmente o risco de desemprego, enquanto as variáveis Crianças2 e Idosos não produzem qualquer efeito estatisticamente significativo.

<sup>22</sup> PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test* (Schoenfeld Residuals) refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

As diferenças entre homens e mulheres eram esperadas, dados os seus papéis tradicionais na sociedade. Crianças em idade pré-escolar tendem a competir, em termos de tempo, com o emprego dos progenitores, em particular das mães, pelo que, dado o papel tradicional e mais marcado das mulheres na educação dos filhos, não foi com surpresa que observamos que as mulheres têm maior risco de perda de emprego quando existem filhos no agregado familiar. Estes resultados estão em linha com os de Lauer (2003), que encontrou evidência que crianças com menos de 6 anos de idade aumentam o risco de desemprego das mulheres, mas não dos homens. O autor também encontrou evidência de que ser casado em França reduz o risco de desemprego para homens e mulheres, enquanto na Alemanha o casamento aumenta o risco de desemprego para as mulheres, diminuindo-o para homens.

Os resultados relativos aos grupos etários não parecem revelar diferenças entre os trabalhadores dos diferentes grupos. A exceção está entre aqueles que trabalham há mais de 520 semanas (10 anos), com idade entre os 45 e os 54 anos, que apresentam um risco de perda de emprego menor comparativamente aos indivíduos com idade entre os 25 e os 34 anos (categoria base). Contudo, se trabalharem há menos de 10 anos, não são estatisticamente diferentes dos trabalhadores com idades entre os 25 e os 34 anos. Este resultado pode ser explicado pelo facto de trabalhadores com maior antiguidade na empresa terem mais experiência e maior capital humano específico à sua função, tendo também tido mais oportunidades de subir na hierarquia da empresa, implicando por isso um maior custo para a empresa despedir estes trabalhadores<sup>23</sup>.

As condições do mercado de trabalho também afetam este risco, na medida em que uma taxa de desemprego mais elevada (quer em termos absolutos, quer em termos relativos) aumenta substancialmente o risco de desemprego, o que poderá ser explicado por refletir um abrandamento da atividade económica e uma redução na força de trabalho contratada pelos empregadores.

Quanto ao nível de educação, os resultados mostram que à medida que o nível de educação aumenta, o risco de desemprego diminui. Ainda que não se encontrem diferenças estatisticamente significativas entre os indivíduos com níveis mais baixos de escolaridade e sem especialização, verifica-se que aqueles com o 3º Ciclo do ensino básico apresentam uma menor probabilidade de

---

<sup>23</sup> Ver Buhai, Portela, Teulings e van Vuuren (2014). Os autores encontraram evidência, para Portugal e para a Holanda, da existência de uma regra LIFO (Last In First Out – Último a Entrar Primeiro a Sair) nos despedimentos, sugerindo que os empregadores tendem a despedir os trabalhadores com menos tempo de casa, favorecendo aqueles que já se encontram na empresa há mais tempo.

perder o emprego, face àqueles com quatro anos de escolaridade, em cerca de 16,4% (no modelo CIF).

Relativamente ao ensino secundário e superior, foi adicionada uma interação temporal distinguindo aqueles que trabalham há menos de 780 semanas (15 anos) e os restantes, para garantir a não violação da proporcionalidade.

Para aqueles que trabalham há mais de 15 anos, com ensino secundário ou superior, observamos uma forte redução no risco (*hazard*) de desemprego para ambos os níveis de ensino. Aqueles com o ensino secundário têm menor probabilidade de transitar para o desemprego, comparativamente aos indivíduos com apenas quatro anos de escolaridade (risco menor em cerca de 25%), sendo esta probabilidade ainda menor para aqueles que trabalham há mais de 15 anos, na ordem dos 63%. A mesma tendência foi encontrada entre aqueles que possuem formação superior, sendo os valores obtidos ainda mais expressivos. Entre os que trabalham há menos de 15 anos, o risco de perda de emprego tendo ensino superior é menor em mais de 30%, sendo quase 80% menor entre os que trabalham há mais de 15 anos.

Em suma, os resultados sugerem que, em geral, quanto maior o nível de educação do indivíduo, menor é o risco de desemprego. Os indivíduos com menor risco de perda de emprego são aqueles com ensino superior, em particular, aqueles que trabalham há mais de 15 anos. Este impacto da educação no risco de perda de emprego dos indivíduos pode refletir uma maior produtividade dos indivíduos, mas também pode ser o caso de indivíduos mais qualificados desenvolverem tarefas que os tornam mais onerosos de substituir ou despedir.

#### 4.2.2.2 De 1998 a 2010

Após a estimação para o período de 1998 a 2008 o modelo foi *re-estimado* para o período de 1998 a 2010 e adicionada uma interação entre a variável educação e uma variável binária, Crise, com valor igual a um para os anos de 2009 e 2010. O objetivo é avaliar se o período de crise da dívida soberana portuguesa afetou a dinâmica entre o nível de educação e o mercado de trabalho.

De um modo geral e olhando para os coeficientes das variáveis que não a educação, os resultados obtidos não diferem substancialmente quando adicionamos os anos de 2009 e 2010.

Tabela 4:2 – Risco de desemprego (1998-2010)

Variáveis	M5	M6
	CIF	Cox PH
Mulher	1,027 (0,053)	1,042 (0,054)
Casado, trabalha <10 anos	0,824*** (0,054)	0,800*** (0,052)
Casado, trabalha >10 anos	1,038 (0,158)	1,031 (0,157)
Crianças1	1,010 (0,069)	1,010 (0,070)
Crianças2	0,901** (0,046)	0,903** (0,046)
Idosos	1,106* (0,060)	1,113** (0,061)
Mulher*Casado, <10 anos	1,133 (0,088)	1,174** (0,091)
Mulher*Casado, >10 anos	0,844 (0,112)	0,840 (0,112)
Mulher*Crianças1	1,170* (0,099)	1,172* (0,099)
Mulher*Crianças2	1,083 (0,066)	1,084 (0,066)
Mulher*Idosos	0,960 (0,077)	0,944 (0,076)
Educação		
Sem Educação	1,047 (0,100)	1,100 (0,104)
Básico2	0,935 (0,052)	0,916 (0,051)
Básico3	0,839*** (0,050)	0,820*** (0,049)
Secundário, trabalha <15 anos	0,748*** (0,049)	0,730*** (0,048)
Secundário, trabalha >15 anos	0,376*** (0,136)	0,370*** (0,134)
Superior, trabalha <15 anos	0,690*** (0,051)	0,659*** (0,049)
Superior, trabalha >15 anos	0,205*** (0,094)	0,200*** (0,091)
Crise*Sem Educação	2,314*** (0,451)	2,185*** (0,423)

Crise*Básico1	1,606*** (0,131)	1,572*** (0,127)
Crise*Básico2	1,542*** (0,135)	1,525*** (0,133)
Crise*Básico3	1,620*** (0,131)	1,614*** (0,130)
Crise*Secundário, <15 anos	1,520*** (0,141)	1,511*** (0,140)
Crise*Secundário, >15 anos	2,191 (1,182)	2,168 (1,169)
Crise*Superior, <15 anos	1,002 (0,128)	0,993 (0,126)
Crise*Superior, >15 anos	1,435 (1,203)	1,432 (1,200)
Idade		
15-24	1,043 (0,052)	1,100* (0,055)
35-44	0,971 (0,048)	0,970 (0,048)
45-54, trabalha <10 anos	1,006 (0,063)	1,013 (0,063)
45-54, trabalha >10 anos	0,764** (0,101)	0,768** (0,102)
55+	0,950 (0,077)	1,003 (0,081)
NUTS	1,235*** (0,021)	1,248*** (0,022)
NAT	1,107*** (0,009)	1,111*** (0,009)
<hr/>		
Teste PH (Schoenfeld) <sup>24</sup>		30,36
Log pseudolikelihood	-33535,47	-33316,86
AIC	67136,95	66699,72
Wald $\chi^2$	660,09***	730,45***
Observações	378944	378944
Eventos	3789	3789

Notas: *Robust* Erro-Padrão em parêntesis. \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)* refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

Fonte: Cálculos dos autores.

<sup>24</sup> PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)* refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

Note-se, contudo, a existência de um efeito positivo e crescente sobre o risco de desemprego, com o nível de educação. Observando os resultados do nível de educação para os anos de 2009 e 2010, uma análise rápida parece sugerir que a “crise” alterou a dinâmica da relação entre o nível de escolaridade e o mercado de trabalho. O risco de desemprego de indivíduos com o ensino superior e com o ensino secundário e que trabalham há mais de 15 anos não foi alterado. Contudo, mesmo entre aqueles que trabalham há mais de 15 anos, os indivíduos com níveis de escolaridade mais baixos registaram um aumento acentuado no seu risco de desemprego no período de 2009 a 2010. Um indivíduo sem educação formal viu o seu risco mais que duplicar. E um indivíduo com quatro a nove anos de escolaridade viu este risco aumentar mais de 50%. Também os indivíduos com o ensino secundário e menos de 15 anos no atual emprego apresentam um risco acrescido de perder emprego, na ordem dos 50%.

Estes resultados mostram que o período de 2009 a 2010 teve um impacto na relação entre o nível de escolaridade e o mercado de trabalho ao ampliar as diferenças encontradas anteriormente, ou seja, ao aumentar o risco de desemprego entre os trabalhadores com menores níveis de escolaridade. Este resultado pode ser explicado por um fator de produtividade ou fator custo. Durante um período recessivo que leve a empresa a reduzir a sua atividade, a empresa começa por despedir os trabalhadores com menor produtividade e/ou que apresentam menores custos de despedimento (estando os custos com despedimento associados ao salário e os salários correlacionados com o nível de educação).

Neste contexto, a antiguidade do trabalhador também é importante. É frequente novos trabalhadores começarem a trabalhar “à experiência” e/ou com contrato a termo certo antes de se tornarem um trabalhador permanente (sem termo) na empresa. Os empregadores têm oportunidade de, nos meses iniciais do vínculo contratual, diferenciar trabalhadores em função da sua produtividade, mantendo aqueles com maior produtividade e despedindo ou não renovando o contrato daqueles com menor produtividade. Por outro lado, à medida que o tempo passa, o vínculo contratual é reforçado pelo aumento dos custos diretos associados ao despedimento (compensações).

Do ponto de vista do capital humano, quando um trabalhador começa a trabalhar na empresa o seu *stock* de capital humano específico para o desenvolvimento das suas funções é reduzido ou até mesmo nulo. Ao longo do tempo, o trabalhador tem oportunidade de adquirir competências e



conhecimentos gerais e específicos para o desenvolvimento das suas funções, o seu capital humano aumenta. Este aumento do capital humano do trabalhador pode ser visto como um investimento (ou um ativo) por parte da empresa; caso o trabalhador saia da empresa, esse investimento (ou ativo) é perdido. Por outro lado, quanto maior a duração do vínculo contratual entre o trabalhador e o empregador, maiores são as hipóteses do primeiro avançar na escala hierárquica da empresa, passando de posições mais baixas para mais elevadas com aumento na responsabilidade e importância dentro da empresa. Buhai, Portela, Teulings e van Vuuren (2014), encontraram evidência, para Portugal e para a Holanda, de que os empregadores seguem uma regra LIFO (*Last In First Out* – Último a Entrar Primeiro a Sair) nos despedimentos, sugerindo que os empregadores tendem a despedir os trabalhadores com menos tempo de casa, favorecendo aqueles cujo vínculo contratual dura há mais tempo.

Finalmente, pode ser o caso da crise nos anos de 2009 e 2010 não ter afetado de forma igual todos os setores da economia, podendo ter afetado mais intensamente setores ou indústrias que empregam, em termos relativos, mais trabalhadores pouco qualificados e com baixa escolaridade.<sup>25</sup>

Resumindo, a educação desempenha um papel importante na dinâmica de transições que ocorrem no mercado de trabalho, com os indivíduos com pelo menos o 9º ano de escolaridade a apresentarem um risco de desemprego mais reduzido. Este risco é particularmente mais baixo nos indivíduos com o ensino secundário e com o ensino superior, que trabalham há mais de 15 anos. Observa-se ainda que no período recessivo de 2009 e 2010, os indivíduos com menores qualificações (igual ou inferior ao 9º ano de escolaridade) ou com menos tempo na empresa (por exemplo, com o ensino secundário que trabalham há menos de 15 anos) viram o seu risco de desemprego aumentar fortemente, enquanto aqueles com ensino superior não viram o seu risco de desemprego aumentar comparativamente ao período anterior a 2009.

---

<sup>25</sup>Tentou-se avaliar este cenário, controlando para o setor de actividade económica usando a Classificação Portuguesa de Atividades Económicas (CAE). No entanto, a partir do segundo trimestre de 2009, o IE passou a utilizar uma nova revisão da CAE (rev. 3), não mantendo a comparabilidade com a anterior classificação (rev. 2.1). Devido ao grau de agregação (a dois dígitos) não nos é possível estabelecer uma base de comparação entre os dados e assim controlar para a actividade económica.

### 4.2.3 TRANSIÇÃO DE DESEMPREGO PARA EMPREGO

A avaliação das transições de desemprego para emprego utilizou uma amostra composta por 18 842 indivíduos, correspondendo a 35 099 observações, com 54,5% de mulheres e 51,9% de indivíduos casados, sendo a idade média de 35 anos. Relativamente ao nível de ensino, 28,7% têm o 4º ano de escolaridade e 24,4%, têm pelo menos o ensino secundário. A região com mais observações é a região Norte, com 32,8%, seguida de Lisboa com 17,4%. A duração média do desemprego é de aproximadamente 1 ano (55 semanas) com um máximo de cerca de 4 anos (210 semanas).

O modelo estimado para a transição a partir de uma situação de desemprego é similar ao modelo para a transição do emprego para desemprego apresentado na secção anterior. Porém, na análise das transições a partir de uma situação de emprego a heterogeneidade é introduzida da seguinte forma:  $\beta' X_i = \beta_1 \text{Mulher} + \beta_2 \text{Casado} + \beta_3 \text{Crianças1} + \beta_4 \text{Crianças2} + \beta_5 \text{Idosos} + \text{Mulher} (\beta_6 \text{Casado} + \beta_7 \text{Crianças1} + \beta_8 \text{Crianças2} + \beta_9 \text{Idosos}) + \beta_{10} \text{Educação} + \beta_{11} (\text{Educação} \times \text{Crise}) + \beta_{12} \text{Age} + \beta_{13} \text{Primeiro} + \beta_{14} \text{Procura} + \beta_{15} \text{Subsídio} + \beta_{16} \text{NUTS}_{Res} + \beta_{17} \text{NAT}_{Res}$

Nesta especificação incluem-se algumas variáveis adicionais (comparando com a especificação anterior). Uma destas variáveis pretende captar se os indivíduos estão à procura do primeiro emprego (*Primeiro*), sendo especialmente relevante para os mais jovens que estão a entrar no mercado de trabalho pela primeira vez. Esta variável permite compreender se o mercado de trabalho avalia de forma diferenciada os candidatos com ou sem experiência profissional. Outra variável pretende acomodar o facto, descrito na literatura, de que a intensidade de procura de emprego desempenha um papel importante, que não pode ser ignorado, no resultado da procura de emprego. Nesse sentido, foi adicionada uma variável *proxy* para a intensidade de procura de emprego (*Procura*, ver Riddell e Song, 2011a). Foi também considerado o facto de os indivíduos receberem subsídio de desemprego no trimestre anterior (*Subsídio*), sendo este a principal fonte de rendimento do indivíduo. Finalmente, foi considerada a evolução da taxa de desemprego na região de residência (*NUTS<sub>Res</sub>*) em vez da região de trabalho.

#### 4.2.3.1 De 1998 a 2008

Analogamente ao procedimento adotado na análise da transição do emprego para o desemprego são apresentados, na Os resultados sugerem que homens casados têm maior probabilidade de encontrar emprego comparativamente aos homens solteiros, também sem emprego. Esta diferença pode refletir uma maior motivação para encontrar emprego entre homens casados, provocada pela necessidade de contribuir para o rendimento familiar.

Entre as mulheres, o casamento tem um efeito negativo sobre a probabilidade de encontrar emprego. Entre aqueles que estão no desemprego há mais de 18 meses, as mulheres casadas têm ainda menor probabilidade de encontrar emprego, comparativamente aos homens casados.

As variáveis relativas à estrutura familiar do indivíduo (Crianças1, Crianças2 e Idosos) mostraram ser, em conjunto, estatisticamente significativas. Individualmente, não foi encontrado um resultado estatisticamente significativo para as variáveis Crianças1 e Crianças2, entre homens desempregados, mas para as mulheres, foi encontrado um efeito significativo para a variável Crianças1 no sentido de reduzir a empregabilidade das mulheres. A menor empregabilidade das mulheres com filhos pequenos pode ser explicada por dois tipos de razões, uma associada ao lado da oferta de trabalho e à disponibilidade das mulheres para trabalhar e outra associada ao lado da procura de trabalho e ao comportamento dos empregadores. Do lado da oferta, por um lado, as crianças pequenas exigem maior cuidado e atenção, reduzindo o tempo disponível para procurar emprego e, como foi já referido, menor intensidade na procura de emprego reduz a probabilidade de encontrar emprego; e, por outro lado, as mulheres podem desejar dedicar mais tempo aos filhos, em detrimento de oportunidades de emprego que não oferecem a flexibilidade horária desejada. Acresce ainda que os empregadores podem apresentar alguma relutância em contratar mulheres com filhos pequenos, com receio de uma menor taxa de assiduidade e pontualidade, fruto do papel tradicional da mulher enquanto responsável pela educação dos filhos. Relativamente à variável Idosos esta tem um efeito negativo, não se tendo encontrado diferenças entre homens e mulheres. Mais um pai ou sogro (com mais de 65 anos) no agregado familiar reduz a probabilidade do indivíduo (homem ou mulher) encontrar emprego. Este resultado pode dever-se à maior necessidade de assistência e cuidados médicos aos mais idosos, condicionando a procura de emprego em termos de tempo (dedicação) e no tipo de emprego que os indivíduos estão dispostos a aceitar.

Tabela 4:3, os resultados da estimação para o risco de emprego, na forma de rácio (*hazard ratio*), para o período de 1998 a 2008. Comparando os resultados entre modelos, verifica-se que são

consistentes, com algumas diferenças em termos de magnitude, mantendo-se, contudo, a correspondência em termos de sinal.

Os resultados sugerem que homens casados têm maior probabilidade de encontrar emprego comparativamente aos homens solteiros, também sem emprego. Esta diferença pode refletir uma maior motivação para encontrar emprego entre homens casados, provocada pela necessidade de contribuir para o rendimento familiar.

Entre as mulheres, o casamento tem um efeito negativo sobre a probabilidade de encontrar emprego. Entre aqueles que estão no desemprego há mais de 18 meses, as mulheres casadas têm ainda menor probabilidade de encontrar emprego, comparativamente aos homens casados.

As variáveis relativas à estrutura familiar do indivíduo (Crianças1, Crianças2 e Idosos) mostraram ser, em conjunto, estatisticamente significativas. Individualmente, não foi encontrado um resultado estatisticamente significativo para as variáveis Crianças1 e Crianças2, entre homens desempregados, mas para as mulheres, foi encontrado um efeito significativo para a variável Crianças1 no sentido de reduzir a empregabilidade das mulheres. A menor empregabilidade das mulheres com filhos pequenos pode ser explicada por dois tipos de razões, uma associada ao lado da oferta de trabalho e à disponibilidade das mulheres para trabalhar e outra associada ao lado da procura de trabalho e ao comportamento dos empregadores. Do lado da oferta, por um lado, as crianças pequenas exigem maior cuidado e atenção, reduzindo o tempo disponível para procurar emprego e, como foi já referido, menor intensidade na procura de emprego reduz a probabilidade de encontrar emprego; e, por outro lado, as mulheres podem desejar dedicar mais tempo aos filhos, em detrimento de oportunidades de emprego que não oferecem a flexibilidade horária desejada. Acresce ainda que os empregadores podem apresentar alguma relutância em contratar mulheres com filhos pequenos, com receio de uma menor taxa de assiduidade e pontualidade, fruto do papel tradicional da mulher enquanto responsável pela educação dos filhos. Relativamente à variável Idosos esta tem um efeito negativo, não se tendo encontrado diferenças entre homens e mulheres. Mais um pai ou sogro (com mais de 65 anos) no agregado familiar reduz a probabilidade do indivíduo (homem ou mulher) encontrar emprego. Este resultado pode dever-se à maior necessidade de assistência e cuidados médicos aos mais idosos, condicionando a procura de emprego em termos de tempo (dedicação) e no tipo de emprego que os indivíduos estão dispostos a aceitar.

Tabela 4:3 – Risco de emprego (1998-2008)

Variáveis	M1 CIF	M2 Cox PH
Mulher	0,971 (0,054)	0,978 (0,053)
Casado, desempregado <18 m	1,039 (0,089)	1,129 (0,096)
Casado, desempregado >18 m	3,362*** (0,523)	1,730*** (0,238)
Crianças1	1,079 (0,104)	1,092 (0,102)
Crianças2	1,021 (0,066)	1,007 (0,065)
Idosos	0,873* (0,066)	0,857** (0,065)
Mulher*Casado, desemp. <18 m	0,684*** (0,069)	0,722*** (0,071)
Mulher*Casado, desemp. >18 m	0,513*** (0,079)	0,519*** (0,076)
Mulher*Crianças1	0,760** (0,085)	0,722*** (0,080)
Mulher*Crianças2	0,917 (0,072)	0,937 (0,073)
Mulher*Idosos	0,965 (0,102)	0,948 (0,101)
Educação		
Sem educação	1,073 (0,119)	1,177 (0,131)
Básico2	1,065 (0,067)	1,049 (0,066)
Básico3	1,112 (0,073)	1,128* (0,073)
Secundário	1,141* (0,082)	1,163** (0,083)
Superior	1,610*** (0,130)	1,633*** (0,130)
Idade		
15-24	1,163*** (0,065)	1,281*** (0,070)

35-44	0,841*** (0,055)	0,781*** (0,050)
45-54, desempregado <12 m	0,520*** (0,048)	0,522*** (0,048)
45-54, desempregado >12 m	0,388*** (0,053)	0,318*** (0,041)
55+, desempregado <12 m	0,258*** (0,034)	0,262*** (0,035)
55+, desempregado >12 m	0,083*** (0,019)	0,071*** (0,016)
Primeiro emprego, desemp. <12m	0,467*** (0,030)	0,514*** (0,033)
Primeiro emprego, desemp. >12m	1,138 (0,120)	0,704*** (0,073)
Procura, desempregado <12 m	0,993 (0,020)	1,036* (0,020)
Procura, desempregado >12 m	1,380*** (0,036)	1,112*** (0,035)
Subsídio, desempregado <12 m	0,736*** (0,041)	0,718*** (0,040)
Subsídio, desempregado <18 m	1,363** (0,170)	1,075 (0,132)
Subsídio, desempregado >18 m	1,353** (0,185)	1,317** (0,158)
NUTS_RES, desempregado <12 m	0,839*** (0,020)	0,816*** (0,019)
NUTS_RES, desempregado >12 m	0,813*** (0,036)	0,774*** (0,030)
NAT_RES	1,021* (0,011)	1,015 (0,011)

Teste PH (Schoenfeld) <sup>26</sup>		35,9
Log pseudolikelihood	-25232,80	-24437,07
AIC	50529,60	48938,13
Wald $\chi^2$	1202,91***	925,60***
Observações	33427	33427
Eventos	3081	3081

Notas: *Robust* Erro-Padrão em parêntesis. \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)* refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

Fonte: Cálculos dos autores.

<sup>26</sup> PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)* refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

Também a idade desempenha um papel importante para explicar a transição do desemprego para emprego. Os resultados sugerem que a idade tem um efeito negativo na probabilidade de encontrar emprego, isto é, quanto maior a idade menor a probabilidade de encontrar emprego. Os indivíduos mais novos, com idades entre os 15 e os 24 anos têm as melhores perspectivas de encontrar emprego comparando com os desempregados com idade entre os 25 e os 34 anos (categoria base). Por outro lado, indivíduos na faixa etária dos 55 aos 64 anos têm a menor probabilidade de encontrar emprego e esta diminui com a duração do desemprego. Estes resultados podem ter diferentes explicações: primeiro, os indivíduos mais novos, e possivelmente em início de carreira, têm um salário de reserva mais baixo ou estão dispostos a aceitar um salário mais baixo devido à sua menor experiência profissional; segundo, os empregadores podem olhar para os potenciais trabalhadores com a perspectiva de que estes cresçam e façam carreira dentro da empresa, justificando a sua preferência por trabalhadores mais novos, com maior potencial de progressão de carreira; terceiro, trabalhadores mais novos podem ser mais ativos na procura de emprego do que indivíduos mais velhos, que se encontram mais perto da idade de reforma.

No que concerne ao nível de escolaridade, encontramos evidência de que a educação tem um efeito positivo na perspectiva de encontrar emprego por parte do indivíduo. Aqueles com maior probabilidade de encontrar emprego são os desempregados com o ensino superior, cerca de 60% maior comparativamente àqueles que têm o 1º Ciclo do ensino básico. A seguir ao ensino superior, é o ensino secundário que apresenta maior probabilidade de encontrar emprego, cerca de 15% mais elevado.

Resumindo o efeito da educação, encontramos evidência de um efeito positivo da educação ao nível do ensino superior (para ambos os modelos). Aqueles com formação superior têm as melhores hipóteses de encontrar emprego comparativamente a todos os outros níveis de educação. Estes resultados estão em consonância com os obtidos em estudos anteriores (Kettunen, 1997; Núñez e Livanos, 2009; Riddell e Song, 2011b). O efeito positivo da educação na probabilidade de reemprego pode ser explicado pela teoria de *crowding-out* e pela existência de efeitos positivos da educação na produtividade dos indivíduos. Ao mesmo tempo, indivíduos com maior educação, tendo um salário potencial mais elevado, têm um custo de oportunidade mais elevado, fazendo com que invistam mais na procura de emprego (Bloemen, 2005; Weber e Mahringer, 2007).

Indivíduos que entram no mercado de trabalho pela primeira vez, isto é, que se encontram à procura do seu primeiro emprego, têm maior dificuldade em encontrar emprego comparativamente àqueles com mais experiência profissional. Entre desempregados há mais de um ano, a diferença entre aqueles com e sem experiência profissional parece diminuir.

Este resultado está em linha com o encontrado por Addison e Portugal (2002), para Portugal, usando dados do Inquérito ao Emprego de 1992 até 1996, nomeadamente, de que os candidatos sem experiência profissional têm menor probabilidade de encontrar emprego. Do ponto de vista do empregador, a experiência profissional pode sinalizar o que este pode esperar do potencial trabalhador em termos de formação e conhecimento no desempenho de tarefas específicas. Ao mesmo tempo, é esperado que um trabalhador com experiência tenha mais capital humano, o que representa menores custos, diretos e indiretos, para o empregador.

O esforço aplicado na procura de emprego tem influência na capacidade do indivíduo desempregado encontrar emprego. Utilizando o número de diferentes métodos de procura ativa de emprego como *proxy*, entre os desempregados de curto prazo encontramos um pequeno efeito positivo na probabilidade de encontrar emprego, ainda que o mesmo não seja estatisticamente significativo em ambos os modelos. Mas é entre os desempregados de longa duração que a diversificação de canais de procura de emprego apresenta maior retorno, com um efeito positivo por cada método de procura adicional. A diferença do efeito da diversificação de canais de procura de emprego entre desempregados e desempregados de longa duração é estatisticamente significativa. Este resultado parece sugerir que os desempregados de longa duração podem aumentar as suas hipóteses de encontrar emprego se aumentarem a intensidade de procura de emprego, minorando a menor empregabilidade associada à maior duração do desemprego. Aqueles que não desistem nem se desmotivam na procura de emprego e diversificam os canais de procura de emprego têm uma vantagem comparativa. O efeito positivo da intensidade de procura nas perspetivas de emprego vai ao encontro dos resultados de Bloemen (2005)<sup>27</sup>, e McVicar (2008)<sup>28</sup>, que encontraram evidência do efeito positivo da intensidade de procura de emprego e no reemprego.

---

<sup>27</sup> Bloemen (2005) usou uma variável compósita para medir a intensidade de procura de emprego que inclui, entre outros indicadores, o número de candidaturas enviadas.

<sup>28</sup> McVicar (2008) encontrou evidência de que políticas públicas de emprego que forcem a procura ativa e direta de emprego conduzem a maior sucesso na fuga ao desemprego.



Também avaliamos o impacto do subsídio de desemprego, tendo encontrado um resultado não linear para aqueles que recebem subsídio de desemprego, sendo este a sua principal fonte de rendimento (no trimestre anterior). Três intervalos temporais foram testados: (i) até 52 semanas; (ii) de 52 a 78 semanas; e (iii) mais de 78 semanas. Entre os desempregados de curto prazo (menos de 52 semanas) encontramos evidência de um efeito negativo e significativo. Para o segundo intervalo (de 52 a 78 semanas), os resultados mostram um efeito positivo, quando significativo. Finalmente, entre desempregados há mais de 78 semanas, ambos os modelos sugerem um efeito positivo e significativo. Addison e Portugal (2008) e Portugal (2008), usando dados portugueses, também concluíram que receber subsídio de desemprego reduz a probabilidade de encontrar emprego, podendo esta redução ascender a 50%. Ao usarmos interações com intervalos de tempo, é possível obter uma imagem mais clara do efeito da variável subsídio de desemprego. Os resultados mostram que, no início do desemprego, o subsídio de desemprego tende a reduzir a urgência ou necessidade de encontrar emprego, efeito rede de segurança. Ao mesmo tempo, permite ao indivíduo ter tempo para encontrar um emprego mais próximo das suas qualificações, não o forçando a aceitar a primeira oportunidade de emprego. Contudo, para indivíduos desempregados há mais de 52 a 78 semanas, a variável subsídio de desemprego passa a ter um efeito positivo na probabilidade de encontrar emprego. Este resultado positivo é também encontrado na literatura. David, Chetty e Weber (2007), usando dados austríacos, encontraram evidência de um pico nas taxas de saída do desemprego, quando o subsídio de desemprego termina, sugerindo que o subsídio de desemprego funciona como uma rede de segurança e, uma vez terminado, aumenta a necessidade de encontrar emprego, por forma a evitar uma descida no rendimento familiar.

A estimação das variáveis locais e nacionais para a taxa de desemprego produziram resultados em linha com o esperado. O aumento da taxa de desemprego na área de residência tem um efeito negativo e estatisticamente significativo, sem diferenças entre os indivíduos desempregados há mais ou menos de um ano. Como esperado, um aumento na taxa de desemprego indica que as empresas estão a reduzir a força de trabalho, ou seja, a diminuir a admissão de novos trabalhadores, ou que existe um aumento no número de indivíduos à procura de emprego, o que diminui a probabilidade de um dado desempregado encontrar emprego. Considerando o valor relativo da taxa de desemprego na área de residência face à taxa de desemprego nacional, esperar-se-ia que

uma taxa de desemprego relativamente mais elevada na área de residência reduzisse as perspectivas de encontrar emprego. Contudo, os resultados não confirmam este pressuposto.

#### 4.2.3.2 De 1998 a 2010

Introduzindo uma interação entre o nível de educação e a variável binária Crise (igual a um para os anos de 2009 e 2010), pretende-se também, neste tipo de transição, avaliar se e de que forma o nível de educação afetou a probabilidade dos desempregados encontrarem emprego, durante os anos de 2009 e 2010, num contexto de aumento generalizado da taxa de desemprego (ver Tabela 4:4).

Tabela 4:4 – Risco de emprego (1998-2010)

Variáveis	M5 CIF	M6 Cox PH
Mulher	0,963 (0,048)	0,971 (0,048)
Casado, desempregado <18 m	1,106 (0,085)	1,191** (0,090)
Casado, desempregado >18 m	2,352*** (0,332)	1,479*** (0,183)
Crianças1	1,014 (0,086)	1,031 (0,085)
Crianças2	1,039 (0,058)	1,031 (0,057)
Idosos	0,922 (0,059)	0,903 (0,057)
Mulher*Casado, desemp. <18 m	0,680*** (0,061)	0,715*** (0,062)
Mulher*Casado, desemp. >18 m	0,589*** (0,081)	0,586*** (0,076)
Mulher*Crianças1	0,799** (0,080)	0,764*** (0,075)
Mulher*Crianças2	0,883* (0,061)	0,902 (0,061)
Mulher*Idosos	0,938 (0,087)	0,939 (0,087)
<u>Educação</u>		
Sem Educação, desemp. <12 m	1,087 (0,130)	1,277** (0,150)
Sem Educação, desemp. >12 m	1,061 (0,224)	0,960 (0,203)
Básico2, desemp. <12 m	0,949 (0,064)	1,037 (0,070)

Básico, desemp. >12 m	1,512*** (0,140)	1,150 (0,104)
Básico3	1,116* (0,072)	1,147** (0,073)
Secundário	1,139* (0,080)	1,182** (0,082)
Superior	1,598*** (0,125)	1,657*** (0,128)
Crise*Sem Educação, des. <12 m	0,885 (0,286)	0,766 (0,247)
Crise*Sem Educação, des. >12 m	0,611 (0,326)	0,583 (0,312)
Crise *Básico1,	0,922 (0,097)	0,885 (0,093)
Crise *Básico2, desemp. <12 m	1,041 (0,115)	0,989 (0,107)
Crise*Básico, desemp. >12 m	0,679** (0,129)	0,819 (0,151)
Crise *Básico3	0,751*** (0,068)	0,732*** (0,065)
Crise *Secundário	0,986 (0,095)	0,972 (0,091)
Crise *Superior	0,836 (0,102)	0,812* (0,100)
Idade		
15-24	1,176*** (0,059)	1,301*** (0,064)
35-44	0,835*** (0,048)	0,789*** (0,045)
45-54, desemp. <12 m	0,524*** (0,042)	0,538*** (0,043)
45-54, desemp. >12 m	0,414*** (0,048)	0,352*** (0,039)
55+, desemp. <12 m	0,238*** (0,029)	0,246*** (0,029)
55+, desemp. >12 m	0,116*** (0,021)	0,104*** (0,018)
Primeiro	0,589*** (0,031)	0,585*** (0,031)
Procura, desemp. <12 m	1,002 (0,017)	1,045*** (0,017)
Procura, desemp. <18 m	1,310*** (0,035)	1,180*** (0,044)
Procura, desemp. >18 m	1,468*** (0,040)	1,073** (0,037)

Subsídio, desemp. <12 m	0,787*** (0,039)	0,753*** (0,037)
Subsídio, desemp. <18 m	1,229* (0,130)	1,091 (0,112)
Subsídio, desemp. <24 m	1,007 (0,145)	1,191 (0,166)
Subsídio, desemp. >24 m	1,676*** (0,258)	1,374** (0,195)
NUTS_RES, desemp. <12 m	0,847*** (0,017)	0,828*** (0,017)
NUTS_RES, desemp. >12 m	0,803*** (0,031)	0,778*** (0,027)
NAT_RES	1,020** (0,010)	1,015 (0,010)
Teste PH (Schoenfeld) <sup>29</sup>		45,2
Log pseudolikelihood	-32317,88	-31371,61
AIC		62829,23
Wald $\chi^2$	1413,14***	1100,04***
Observações	43496	43496
Eventos	3830	3830

Notas: *Robust* Erro-Padrão em parêntesis. \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)* refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

Fonte: Cálculos dos autores.

Comparando os resultados obtidos para os dois períodos, verificamos que são relativamente similares. Focando a análise na variável educação sem interação com a variável Crise, os resultados sugerem um efeito positivo e estatisticamente significativo para o ensino superior, ou seja, aqueles com formação superior têm maior probabilidade de encontrar emprego, face aos desempregados com o 1º Ciclo do ensino básico, superior em cerca de 60%. Sugerem ainda que os desempregados com o 3º Ciclo do ensino básico e o ensino secundário têm uma maior probabilidade de encontrar emprego face aos desempregados com o 1º Ciclo do ensino básico, ainda que inferior à daqueles que possuem o ensino superior, entre 11,6% e 18,2%. Relativamente aos desempregados de curta duração, sem educação formal, encontramos evidência de que têm maior probabilidade de encontrar emprego, resultado que poderá estar relacionado com um menor salário de reserva e com um

<sup>29</sup> PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)* refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

tipo de trabalho não diferenciado. Este resultado positivo não se verifica entre desempregados de longa duração sem educação formal.

Relativamente ao impacto da crise na educação (interação entre a variável educação com a variável crise) os resultados obtidos não permitem clarificar o efeito da educação na probabilidade de saída do desemprego, num contexto de aumento do desemprego, motivando uma definição alternativa da variável educação (traduzida agora numa variável binária com valor igual a um se o indivíduo tem formação superior e zero caso contrário).<sup>30</sup> Utilizando esta variável, é possível obter uma imagem mais clara do verdadeiro efeito da educação ao nível superior, durante os anos de 2009 e 2010. Desempregados com o ensino superior, antes de 2009 têm maior probabilidade de encontrar emprego que os indivíduos sem formação superior. Os nossos resultados sugerem que, também durante os anos de 2009 e 2010 os desempregados com o ensino superior mantêm a sua maior empregabilidade, ainda que sendo parcialmente afetados. Por outro lado, os indivíduos sem formação superior têm uma desvantagem comparativa, reduzindo a sua empregabilidade ainda mais durante os anos de 2009 e 2010, entre 11,6% e 13,1%. Durante este período houve um aumento da taxa de desemprego e um consequente aumento na concorrência por um emprego; aqueles com menores qualificações foram os mais penalizados.

Este resultado enquadra-se na teoria de *crowding-out*, segundo a qual os indivíduos com mais capital humano, como os que possuem o ensino superior, posicionam-se acima dos que apresentam menor capital humano. Ao mesmo tempo, os empregadores procuram trabalhadores com maior produtividade, estando os indivíduos com formação superior em vantagem. Finalmente, estes resultados podem ser analisados sob uma perspetiva comportamental, ou seja, os indivíduos com maior educação têm um salário potencial relativo mais elevado, elevando o custo de oportunidade de estar desempregado. Quanto maior o custo de oportunidade de estar desempregado, maior é o empenho esperado na procura de emprego.

O sucesso na saída do desemprego (para o emprego) é a conjugação de múltiplas forças: (i) com a passagem do tempo verifica-se uma erosão do capital humano específico, diminuindo a probabilidade dos indivíduos encontrarem emprego; (ii) inicialmente, há ainda o efeito rendimento, decorrente da existência de poupanças ou outras fontes de rendimento (como o subsídio de desem-

---

<sup>30</sup> Ver anexo metodológico A.2.

prego) que reduzem a urgência na procura de emprego permitindo, ao mesmo tempo, aos indivíduos procurarem o emprego que melhor corresponde às suas qualificações/necessidades; mas, quando se esgotam as poupanças (ou termina o subsídio de desemprego) há um maior incentivo para procurar e aceitar eventuais propostas de emprego. Quando o desemprego apresenta uma menor duração o efeito predominante é a erosão do capital humano e, em situações de desemprego de maior duração, o efeito rendimento passa a dominar.

Resumindo, a educação tem um efeito relevante nas transições do mercado de trabalho. Indivíduos com o ensino superior têm maior probabilidade de sair do desemprego para uma situação de emprego, comparativamente a indivíduos com menores qualificações. No período de 2009 e 2010, em que se verificou um aumento nas taxas de desemprego, os indivíduos com o ensino superior não foram afetados (ou foram-no marginalmente), comparativamente aos indivíduos desempregados sem formação superior, para quem se observou um declínio nas perspetivas de encontrar emprego.

#### **4.2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

No passado recente, o aumento dos níveis de educação da população coexistiu com taxas de desemprego mais elevadas, sendo este fenómeno particularmente marcante junto da população mais jovem. Esta aparente contradição motivou o interesse em avaliar o papel da educação nas transições no mercado de trabalho, procurando perceber se a educação protege os indivíduos contra o desemprego, se empregado, e se aumenta a probabilidade de um indivíduo encontrar emprego, quando desempregado.

Com base nos dados do Inquérito ao Emprego (IE) entre os anos de 1998 e 2010, foram estimados dois modelos alternativos para avaliar de que forma o nível de educação dos indivíduos afeta o seu risco de desemprego e as suas possibilidades de encontrar um emprego.

Após controlar para características individuais (como o género, estado civil e taxa de desemprego) e características do agregado familiar (como o número de crianças e idosos), os resultados sugerem que a educação tem um impacto positivo nas transições no mercado de trabalho.

Começando pelo risco de desemprego, encontramos evidência que aqueles com ensino secundário ou Superior têm maior segurança no emprego, ou seja, apresentam um menor risco de desemprego, não tendo sido encontrada uma diferença estatisticamente significativa entre ambos os

níveis de ensino referidos. Este resultado parece sugerir que os indivíduos com mais educação (com um certo nível de diferenciação e especialização) são preferidos pelos empregadores para ficar na empresa quando esta tem de fazer reduções na força de trabalho, podendo ser um indicador de que estes são mais produtivos ou mais difíceis de substituir, comparado com trabalhadores pouco ou não qualificados. Durante os anos de 2009 e 2010, no início da crise da dívida soberana portuguesa, houve um aumento das taxas de desemprego. A recessão aumentou o risco de desemprego entre os indivíduos com menor educação (escolaridade igual ou inferior ao 3º Ciclo do ensino básico e também entre aqueles que têm o Ensino Secundário e que trabalham há menos de 15 anos), que viram o seu risco de desemprego aumentar em mais de 50%. Trabalhadores com o ensino superior ou com o ensino secundário (e com mais de 15 anos de trabalho) não foram afetados.

Em relação aos que perderam o emprego ou estão à procura do primeiro emprego, os nossos resultados mostram que a formação superior, isto é, o ensino superior aumenta fortemente a probabilidade de encontrar emprego, sendo esta cerca de 50% maior, comparativamente aos que não têm formação superior.

Durante os anos de 2009 e 2010, indivíduos sem formação superior encontravam-se numa situação ainda mais difícil, vendo as suas perspetivas de emprego baixarem mais de 10%. Para o mesmo período encontramos um efeito, mas negativo, sobre o ensino superior que não anula a maior probabilidade de encontrar emprego descrita anteriormente. Estes resultados podem ser explicados pelo efeito de *crowding-out* ou uma mudança nas preferências ou necessidades dos empregadores por trabalhadores com mais qualificações. Podem ainda revelar um maior custo de oportunidade associado à ausência de rendimento, afetando a forma e intensidade com que os indivíduos procuram emprego. A educação pode ainda aumentar a adaptabilidade às mudanças ou afetar a forma como os indivíduos reagem perante situações adversas, como é o caso do desemprego. Também encontramos evidência de que indivíduos sem experiência profissional têm menor probabilidade de sair do desemprego, o que sinaliza uma vantagem de possuir experiência profissional e a necessidade de programas de emprego para desempregados sem experiência profissional, maioritariamente jovens.

Numa visão mais alargada dos resultados, para ambas as transições, os nossos resultados ajudam a explicar a presença de desemprego de longa duração em adultos pouco qualificados, já que

estes são os primeiros a ser despedidos e quando tal acontece têm, também, menor probabilidade de encontrar emprego, devido às baixas qualificações. Mas além da educação, os indivíduos mais velhos sem emprego têm menor probabilidade de voltar a encontrar emprego.

Finalmente, apesar dos indivíduos mais novos terem taxas de desemprego mais elevadas comparado com gerações mais velhas, o investimento em educação continua a ser uma boa decisão. Os jovens com níveis de educação mais elevados têm maior segurança, no emprego apresentando um menor risco de desemprego, e aqueles que estão desempregados, mas têm formação superior, têm maior probabilidade de encontrar um emprego.



## 5 CONCLUSÕES

O atraso histórico nas qualificações médias da população portuguesa persiste, exigindo a manutenção do investimento público e privado neste domínio. Se o virar do século pode ser caracterizado por um aumento significativo do investimento em educação, o passado mais recente, de abrandamento ou mesmo contração do crescimento económico, sugere que a manutenção do investimento na qualificação dos trabalhadores não poderá deixar de ser acompanhada por uma maior compreensão dos impactos da educação, ao nível do indivíduo e da sociedade, assegurando uma maior eficácia desse investimento.

A análise apresentada pretende contribuir para esse conhecimento, propondo-se explorar o papel da educação em Portugal, num contexto de mercado de trabalho, tendo em consideração as suas especificidades. São adotadas duas abordagens alternativas e complementares, visando descortinar os efeitos do investimento em educação ao nível do indivíduo.

Numa primeira abordagem, são investigados os retornos da educação ao longo do tempo em Portugal, pois, apesar do aumento considerável do nível de escolaridade da força de trabalho nos últimos anos, ainda é limitado o conhecimento nessa matéria. Assim, é proposta a estimação dos retornos da educação, a partir da estimação de uma equação salarial padrão, recorrendo à informação disponível para o período 1986-2009, designadamente os dados recolhidos no âmbito dos Quadros de Pessoal. Os resultados alcançados mostram a existência de retornos significativos e elevados para o investimento em educação medido por anos de escolaridade. Durante o período analisado, o impacto da escolaridade sobre os salários é, em média, cerca de 10%, beneficiando ligeiramente as mulheres. Analisando os retornos ao longo do período, é possível identificar uma tendência geral crescente entre 1986 e 1995, atingindo um pico em 1995 (10,3%), temporariamente invertida, mas retomada entre 1997 e 2004, data a partir da qual aparentam ter estabilizado em torno de 10%. Distinguindo entre homens e mulheres, observam-se tendências opostas a partir de 2000: a taxa de retorno é levemente decrescente para os homens, enquanto para as mulheres continua a aumentar até 2009, atingindo uma taxa de retorno de 10,3%. A estabilidade das taxas de retorno é transversal aos diferentes níveis de ensino, com exceção do nível de ensino superior (“licenciatura”), que tem tendência a aumentar notavelmente entre 1986 e 1995. Adicionalmente, os resultados sugerem que os retornos associados ao nível do ensino superior são mais elevados, independentemente do sexo e dos indícios da presença de discriminação contra as mulheres no

mercado de trabalho português. Finalmente, os resultados sugerem que as empresas maiores e mais rentáveis pagam salários mais elevados.

A hipótese da natureza da variável educação conduzir a estimativas enviesadas quando o MMQ é aplicado motivou a adoção de uma metodologia alternativa, baseada em variáveis instrumentais (VI), com o intuito de obter estimativas precisas dos retornos. Assim, explorando uma amostra representativa de trabalhadores portugueses do sexo masculino, foram considerados e testados instrumentos alternativos, baseados na informação sobre o trimestre de nascimento dos indivíduos. De acordo com os resultados obtidos, em geral, a taxa de retorno da educação situa-se entre 4,1% e 7,3%, por ano adicional de escolaridade. Estes valores são superiores aos obtidos com o MMQ que, assumindo a educação como exógena, situam-se entre 1,8% e 7,3%.

Embora os resultados obtidos nem sempre corroborem os já existentes para Portugal, são consistentes com a literatura que geralmente considera que as estimativas resultantes do MMQ subestimam o retorno à educação. As diferenças entre as estimativas do MMQ e das VI podem decorrer da natureza endógena da educação que, uma vez corrigida, produz estimativas superiores (Angrist e Krueger, 1991; Card, 1995a, 1999, 2001; Harmon *et al.*, 2003; Dickson, 2012). Esta situação pode ainda ser explicada pela heterogeneidade subjacente aos retornos da educação, em particular pela possibilidade dos retornos marginais serem decrescentes, hipótese particularmente relevante quando se recorre a alterações legislativas para instrumentalizar a variável educação (Card, 1995b, 1999, 2001).

A segunda abordagem é motivada pelo facto de, no passado recente, o aumento nos níveis de escolaridade da população ter coexistido com taxas de desemprego mais elevadas, sendo este fenómeno particularmente marcante junto da população mais jovem. Esta aparente contradição suscitou o interesse em avaliar o papel da educação nas transições no mercado de trabalho e, deste modo, perceber se e em que medida a educação protege os indivíduos contra o desemprego, se empregados, e se e em que medida aumenta a probabilidade de um indivíduo encontrar emprego, quando desempregado.

Com base nos dados do Inquérito ao Emprego (IE), aplicado pelo INE à população portuguesa, entre os anos de 1998 e o 2010, foram estimados dois modelos de *duração* alternativos para avaliar de que forma o nível de educação dos indivíduos afeta o seu risco de desemprego e as suas possibilidades de encontrar um emprego.

Após controlar para características individuais (como o género, estado civil e taxa de desemprego) e características do agregado familiar (como o número de crianças e idosos), os resultados sugerem que a educação tem um impacto positivo nas transições no mercado de trabalho.

No que diz respeito ao risco de desemprego, encontramos evidência que indivíduos empregados com o ensino secundário ou superior apresentam um menor risco de desemprego, não tendo sido encontrada uma diferença estatisticamente significativa entre estes níveis de ensino. Este resultado parece sugerir que os indivíduos com mais educação (com um certo nível de diferenciação e especialização) são preferidos pelos empregadores, assegurando a sua permanência na empresa quando esta tem de fazer reduções na força de trabalho, podendo ser um indicador de uma maior produtividade ou dificuldade de substituir, quando comparado com trabalhadores pouco ou não qualificados. Durante os anos de 2009 e 2010, no início da crise da dívida soberana portuguesa, houve um aumento das taxas de desemprego. A recessão económica aumentou o risco de desemprego entre os indivíduos com menor educação (escolaridade igual ou inferior ao 3º ciclo do ensino básico e também entre aqueles que têm o ensino secundário e que trabalham há menos de 15 anos), que viram o seu risco de desemprego aumentar em mais de 50%. Os trabalhadores com o ensino superior ou com o ensino secundário (e com mais de 15 anos de trabalho) não foram afetados.

Em relação aos que perderam o emprego ou estão à procura do primeiro emprego, ou seja, no que diz respeito à empregabilidade daqueles que se encontram desempregados, os resultados mostram que a formação superior aumenta fortemente a probabilidade de encontrar emprego, sendo esta cerca de 50% superior à dos que não têm formação superior.

Durante os anos de 2009 e 2010, a situação dos indivíduos sem formação superior deteriorou-se com a redução das suas perspetivas de emprego em mais de 10%. Para o mesmo período, observa-se um efeito negativo entre aqueles com o ensino superior, o qual, contudo, não anula a sua maior probabilidade de encontrar emprego descrita anteriormente. Estes resultados podem ser explicados pelo efeito de *crowding-out* ou por uma mudança nas preferências ou necessidades dos empregadores relativamente a trabalhadores com mais qualificações. Podem ainda revelar um maior custo de oportunidade associado à ausência de rendimento afetando a forma e a intensidade com que os indivíduos procuram emprego. A educação pode ainda aumentar a adaptabilidade às mudanças ou afetar a forma como os indivíduos reagem perante situações adversas, como é o caso

do desemprego. Também encontramos evidência de que a experiência profissional é relevante, já que indivíduos sem experiência profissional têm menor probabilidade de sair do desemprego. Existe assim evidência de que possuir experiência profissional é vantajoso, sugerindo a necessidade de definir e investir em programas de emprego para desempregados sem experiência profissional, maioritariamente jovens.

Estes resultados ajudam a perceber melhor a incidência do desemprego de longa duração em adultos pouco qualificados, já que estes são os primeiros a ser despedidos e, quando tal acontece, têm também menor probabilidade de encontrar emprego, devido às baixas qualificações. Mas além da educação, os indivíduos mais velhos sem emprego têm menor probabilidade de voltar a encontrar emprego.

Finalmente, apesar dos indivíduos mais novos terem taxas de desemprego mais elevadas relativamente às das gerações mais velhas, o investimento em educação continua a ser uma boa decisão. Os jovens com níveis de educação mais elevados têm maior segurança no emprego, apresentando um menor risco de desemprego, e aqueles que estão desempregados, mas têm formação superior, têm maior probabilidade de encontrar um emprego.

## 6 REFERÊNCIAS

- Acemoglu, D. e Angrist, J. (2000). "How Large are the Social Returns to Education: Evidence from Compulsory Schooling Laws." *NBER Macroeconomics Annual*, 15, 9-59.
- Addison, J. T., e Portugal, P. (2002). "Job search methods and outcomes." *Oxford Economic Papers*, 54 (3), 505–533.
- Addison, J. T., e Portugal, P. (2008). "How do different entitlements to unemployment benefits affect the transitions from unemployment into employment?" *Economics Letters*, 101 (3), 206–209.
- Alves, N., Centeno, M., e Novo, A. (2010). "O investimento em educação em Portugal: retornos e heterogeneidade." *Boletim Económico Primavera 2010, Departamento de Estudos Económicos, Banco de Portugal*, 16 (1), 1–129.
- Angrist, J. e Krueger, A. (1991). "Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?" *Quarterly Journal of Economics*, 106 (4), 979–1014.
- Ashenfelter, O., Harmon, C., e Oosterbeek, H. (1999). "A review of estimates of the schooling/earnings relationship, with tests for publication bias." *Labour Economics*, 6 (4), 453–470.
- Bachmann, R., e Baumgarten, D. (2012). "How Do the Unemployed Search for a Job? Evidence from the EU Labour Force Survey." *IZA Discussion Paper n°6753*.
- Barro, R. (2013). "Education and economic growth." *Annals of Economics and Finance*, 14 (2), 301-328.
- Becker, G. (1962). "Investment in human capital: A theoretical." *Journal of Political Economy*, 70 (5), 9–49.
- Black, S., Devereux, P., e Salvanes, W. (2005). "Why the apple doesn't fall far: understanding intergenerational transmission of human capital." *American Economic Review*, 95 (1), 437–449.

- Blackburn, M. e Neumark, D. (1993). "Omitted-ability bias and the increase in the return to schooling." *Journal of Labor Economics*, 11 (3), 521–544.
- Bloemen, H. G. (2005). "Job Search, Search Intensity, and Labor Market Transitions an Empirical Analysis." *The Journal of Human Resources*, 40 (1), 231–269.
- Blondäl, S., Field, S., e Giroard, N. (2002). "Investment in human capital through upper second and tertiary education." *OECD Economic Studies*, 34 (1), 41–89.
- Boarini, R. e Strauss, H. (2010). "What is the private return to tertiary education? New evidence from 21 OECD countries." *OECD Journal: Economic Studies*, 7–31.
- Bound, J., Jaeger, D., e Baker, R. (1995). "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogeneous explanatory variable is weak." *Journal of the American Statistical Association*, 90 (430), 443–450.
- Brunello, G. e Miniaci, R. (1999). "The economic return to schooling for italian men. An evaluation based on instrumental variables." *Labour Economics*, 6 (4), 509–519.
- Budria, S. e Nunes, C. (2005). "Education and wage inequality in portugal." in Portugal, Asplund, R. and E. Barth (eds), *Education and Wage Inequality in Europe: A literature review*. ETLA, Series B209, Helsinki.
- Budria, S. e Pereira, P. (2011). "Educational qualifications and wage inequality: evidence for europe." *Revista de Economia Aplicada*, XIX (56), 5–34.
- Buhai, I. S., Portela, M., Teulings, C. N., e van Vuuren, A. (2014). "Returns to tenure or seniority?" *Econometrica*, 82 (2), 705–730.
- Card, D. (1995a). *Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honour of JohnVanderkamp*. Press, University of Toronto Press, Chapter Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling, 201–222.
- Card, D. (1995b). "Earnings, schooling, and ability revisited." *Research in Labor Economics*, 14, 23–48.

- Card, D. (1999). *Handbook of Labor Economics*. Elsevier, Amsterdam, Chapter The Causal Effect of Education on Earnings, 1801–1864.
- Card, D. (2001). “Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems.” *Econometrica*, 69 (5), 1127–1160.
- Card, D., Devicienti, F., e Maida, A. (2011). “Rent-sharing, hold-up, and wages: Evidence from matched panel data.” IZA DP n° 6086.
- Cardoso, A. R., (1998). “Earnings inequality in Portugal: High and rising?” , *Review of Income and Wealth*, 44 (3), 325-343.
- Cardoso, A. R. e Ferreira, P., (2009). “The Dinamics of Job Creation and Distruction for University Graduates: Why a rising Unemployment rate can be misleading.” *Applied Economics*, 41 (19), pp. 2513-2521.
- Carneiro, P. (2008). “Equality of opportunity and educational achievement in Portugal.” *Portuguese Economic Journal*, 7 (1), 17 – 41.
- Carneiro, P., Heckman, J., e Vytlacil, E. (2011). “Estimating marginal returns to education.” *American Economic Review*, 101 (6), 2754–2781.
- Cleves, M., Gould, W., Gutierre, R. G. e Marchenko, Y. V. (2010). “An Introduction to Survival Analysis Using Stata”, Third Edition, Stata Press.
- Cox, D. R. (1959): “The analysis of exponentially distributed lifetimes with two types of failure.” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 21 (2), 411–21.
- Cox, D. R. (1972): “Regression models and life tables.” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34 (2), 187–220.
- David, C., Chetty, R., e Weber, A. (2007). The Spike at Benefit Exhaustion: Leaving the Unemployment System or Starting a New Job? *American Economic Review*, 97 (2), 112–118.

- de la Fuente, A. D. e Ciccone, A. (2003). "Human capital in a global and knowledge-based economy." *UFAE and IAE Working Papers 562.03, Unitat de Fonaments de l'Anàlisi Econòmica (UAB) and Institut d'Anàlisi Econòmica (CSIC)*.
- de la Fuente, A. D. e Jimeno, J. (2009). "The private and fiscal returns to schooling in the European Union." *Journal of the European Economic Association*, 7 (6), 1319–1360.
- Devereux, P. and Fan, W. (2011). "Earnings returns to the british education expansion." *Economics of Education Review*, 30 (6), 1153–1166.
- Devereux, P. e Hart, R. (2010). "Forced to be rich? Returns to compulsory schooling in Britain." *Economic Journal*, 120 (549), 1345–1364.
- Dickson, Matt & Smith, Sarah. (2011). "What determines the return to education: An extra year or a hurdle cleared?" *Economics of Education Review*, 30 (6), 1167-1176.
- Dickson, M. (2012). "The causal effect of education on wages revisited." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75 (4), 477–498.
- Doyle, C. e Weale, M. (1994). "Education, externalities, fertility and economic growth." *Education Economics*, 2 (2), 129–167.
- Fine, J. P., e Gray, R. J. (1999). "A Proportional Hazards Model for the Subdistribution of a Competing Risk." *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), 496–509.
- Garcia-Mainar, I. e Montuenga-Gómez, V. (2005). "Education returns of wage earners and self-employed workers: Portugal vs. Spain." *Economics of Education Review*, 24 (2), 161–170.
- González, P., Santos, M., e Santos, L. (2007). "Education and gender wage differentials in portugal: What can we learn from an age cohort analysis?" *DP 2007- 01, CETE, Centro de Estudos de Economia Industrial, do Trabalho e da Empresa*.
- Grenet, J. (2013). "Is it enough to increase compulsory education to raise earnings? Evidence from French and British compulsory schooling laws." *Scandinavian Journal of Economics*, 115 (1), 176–210.



- Grossman, M. (2006). *Handbook of the Economics of Education*. North-Holland, Chapter Education and nonmarket outcomes?, 577–633.
- Grossman, M. e Kaestner, R. (1997). *The Social Benefits of Education*. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press, Chapter Effects of Education on Health, 69–124.
- Hall, R. E., e Jones, C. I., (1999). “Why do some countries produce so much more output than others?” *Quarterly Journal of Economics*, 114 (1), 83-116.
- Hanushek, E. e Woessmann, L. (2011) “How much do educational outcomes matter in OECD countries?” *Economic Policy* 26(67): 427-491.
- Hanushek, E. e Woessman, L. (2012), “Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, economic outcomes, and causation”. *Journal of Economic Growth*. 17, 267-321.
- Harmon, C., Oosterbeek, H., e Walker, I. (2003). “The returns to education: microeconomics.” *Journal of Economic Surveys*, 17 (2), 115–155.
- Harmon, C. e Walker, I. (1995). “Estimates of the economic return to schooling for the United Kingdom.” *American Economic Review*, 85 (5), 1278–1286.
- Harmon, C., Walker, I., e Westergaard-Nielsen, N. (2001). *Education and earnings in Europe: A cross country analysis of the returns to education*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Hartog, J. e Oosterbeek, H. (2007). *Human Capital: Moving the Frontier*. Cambridge University Press, Cambridge, Chapter What should you know about private returns to education?
- Hartog, J., Pereira, P., e Vieira, J. (2000). “Vocational training and earnings in Portugal.” *Economia* XXIV, 35–52.
- Hartog, J., Pereira, P., e Vieira, J. (2001). “Changing returns to education in Portugal during the 1980s and early 1990s: OLS and quantile regression estimators.” *Applied Economics*, 33 (8), 1021–1037.

- Hungerford, T. e Solon, G. (1987). "Sheepskin effects in the return to education." *Review of Economic and Statistics*, 69 (1), 175–177.
- Jenkins, S.P. (1995), "Easy estimation methods for discrete-time duration models." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57 (1), 129-138.
- Jones, C. I., (2002). "Sources of U. S. Economic Growth in a World of Ideas". *American Economic Review*, 92 (1), pp. 220-239.
- Jones, C.I. 2005. Growth and ideas. In Handbook of economic growth, eds Aghion, P and Durlauf, S, Chapter 16. Amsterdam: North-Holland.
- Kettunen, J. (1997). "Education and Unemployment Duration." *Economics of Education Review*, 16 (2), 163–170.
- Kiker, B. F., e Santos, M. C., (1991). "Human Capital and Earnings in Portugal". *Economics of Education Review*, 10 (3), pp. 187-203.
- Lancaster, T. (1990): The econometric analysis of transition data, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Lauer, C. (2003). Education and Unemployment: A French-German Comparison. ZEW Discussion Papers No. 03-34.
- Layard, R., e Psacharopoulos, G. (1974). "The Screening Hypothesis and the Returns to Education." *Journal of Monetary Economics*, 82 (5), 985–998.
- Leigh, A. e Ryan, C. (2008). "Estimating returns to education using different natural experiment techniques." *Economics of Education Review*, 27 (2), 149–160.
- Levine, J. e Plug, E. (1999). "Instrumenting education and the returns to schooling in the netherlands." *Labour Economics*, 6 (4), 521–534.
- Li, H., Liu, P., e Zhang, J. (2012). "Estimating returns to education using twins in urban China." *Journal of Development Economics*, 97 (2), 494–504.

- Lima, F. e Pereira, P. (1999). *Returns to Human Capital in Europe*. Helsinki, ETLA, The Research Institute of the Finnish Economy: Taloustieto Oy, Chapter Wages and Human Capital: Evidence from the Portuguese Data, 259–278.
- Lochner, L. e Moretti, E. (2004). “The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests and self-reports.” *American Economic Review*, 94 (1), 155–189.
- Lucas, R.E. 1988. “On the mechanics of economic development.” *Journal of Monetary Economics*, 22 (1): 3-42.
- Machado, J. e Mata, J. (2001). “Earning function in Portugal 1982-1994: evidence from quantile regressions.” *Empirical Economics*, 26 (1), 115–134.
- Machado, J. e Mata, J. (2005). “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression.” *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4), 445–465.
- Mankiw, N. G., Romer, D. e Weil, D., (1992). “A contribution to the empirics of economic growth”. *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437.
- Martins, P. (2004). “Do foreign firms really pay higher wages? Evidence from different estimators.” IZA DP 1388.
- Martins, P. (2007). “Rent sharing and wages.” *Reflets et Perspectives de la Vie Economique*, 46 (2/3), 23-31.
- Martins, P. (2009). “Rent sharing before and after the wage bill.” *Applied Economics*, 41(17), 2133–2151.
- Martins, P. e Pereira, P. T., (2004). “Does Education reduce Wage Inequality? Quantil regression Evidence from 16 Countries.” *Labor Economics*, 11 (3), 355-371.
- McMahon, W. (1993). *Higher Education and Economic Growth*. Kluwer Academic Publishers, Boston & London, Chapter The contribution of Higher Education to R&D and Productivity Growth, 105–125.

- McMahon, W. (1995). *International Encyclopedia of Economics of Education, second edition*. Pergamon, Cambridge, Chapter Consumption Benefits of Education, 168–172.
- McVicar, D. (2008). “Job search monitoring intensity, unemployment exit and job entry: Quasi-experimental evidence from the UK.” *Labour Economics*, 15 (6), 1451–1468.
- Mincer, J. (1958). “Investment in human capital and personal income distribution.” *Journal of Political Economy*, 66 (4), 281–302.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, New York.
- Modesto, L. (2003). “Should I Stay or Should I Go? Educational Choices and Earnings: An Empirical Study for Portugal.” *Journal of Population Economics*, 16 (2), 307-322.
- Moretti, E. (2004). “Workers education, spillovers, and productivity: Evidence from plant-level production functions.” *The American Economic Review*, 94 (3), 656–690.
- Moretti, E. (2005). Social Returns to Human Capital. Spring, *NBER Reporter*, <http://www.nber.org/reporter/spring05/moretti.html>.
- Nelson, R.R. and E.S. Phelps (1966). “Investment in humans, technological diffusion and economic growth.” *American Economic Review*, 56 (1/2): 69-75.
- Neumark, D. (1988). “Employers’ discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination.” *The Journal of Human Resources*, 23 (3), 279–295.
- Nickell, S. J. (2004). “Poverty and worklessness in Britain.” *Economic Journal*. 114 (494), C1-C25.
- Núñez, I., e Livanos, I. (2009). “Higher education and unemployment in Europe: an analysis of the academic subject and national effects.” *Higher Education*, 59 (4), 475–487.
- Oaxaca, R. (1973). “Male-female wage differentials in urban labor markets.” *International Economic Review*, 14 (3), 693–709.
- OECD (2009). *Education at a Glance 2009: OECD Indicators*, OECD Publishing.

- OECD (2012). *Education at a Glance 2012: OECD Indicators*, OECD Publishing.
- OECD (2014). *Education at a Glance 2014: OECD Indicators*, OECD Publishing.
- OECD (2014), "PISA 2012 Data", in OECD, *PISA 2012 Results: What Students Know and Can Do (Volume I, Revised edition, February 2014): Student Performance in Mathematics, Reading and Science*, OECD Publishing.
- Oliveira, Célio (2014), "Labour market transitions: a survival analysis using Portuguese data", Universidade do Minho, *mimeo*.
- Oreopoulos, P. (2006). "Estimating average and local average treatment effects of education when compulsory schooling laws really matter." *American Economic Review*, 96 (1), 152–175.
- Oreopoulos, P. e Salvanes, K. G. (2011). "Priceless: The nonpecuniary benefits of schooling." *Journal of Economic Perspectives*, 25 (1), 159–84.
- Park, S. (2011). "Returning to school for higher returns." *Economics of Education Review*, 30 (6), 1215–1228.
- Pereira, P. e Martins, P. (2000). "Educação, salários e desigualdade: a situação europeia e o caso português." Maio, *Economia Pura*.
- Pereira, P. e Martins, P. (2002a). *Education and Earnings in Portugal*. Bank of Portugal Conference Proceedings 2002.
- Pereira, P. e Martins, P. (2002b). "Is there a return-risk link in education?" *Economics Letters*, 75 (1), 31–37.
- Pereira, P. e Martins, P. (2004a). "Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries." *Labour Economics*, 11 (3), 355–371.
- Pereira, P. e Martins, P. (2004b). "Returns to education and wage equations." *Applied Economics*, 36 (6), 525–531.

- Pischke, J. e von T. Wachter (2008). "Zero returns to compulsory schooling in Germany: Evidence and interpretation." *Review of Economics and Statistics*, 90 (3), 592–598.
- Portela, M. (2007). "Four essays on education, growth and labour economics." Ph.D. thesis, Research Series. Universiteit van Amsterdam. Tinbergen Institute, Research Series. Universiteit van Amsterdam. Tinbergen Institute.
- Portela, M. e Schweinzer, P. (2011). "The Parental Co-Immunitization Hypothesis." NIPE WP 18/2013.
- Portugal, P. (2004). "Mitos e factos sobre o mercado de trabalho português: a trágica fortuna dos licenciados." *Boletim Económico*, Banco de Portugal.
- Portugal, P. (2008). Unemployment Duration in the Portuguese Labour Market. *Economic Bulletin - Banco de Portugal*, 55–72.
- Portugal, P. e Centeno, M. (2001). "Os salários da função pública." *Boletim Económico*, Banco de Portugal.
- Psacharopoulos, G. (1981). "Education and structure of earnings in Portugal." *DeEconomist*, 129 (4), 532–545.
- Psacharopoulos, G. (1985). "Returns to education: a further international update and implications." *Journal of Human Resources*, 20 (4), 583–604.
- Psacharopoulos, G. (1994). "Returns to investment in education: A global update." *World Development*, 22 (9), 1325–1343.
- Psacharopoulos, G. e Patrinos, H. (2004). "Returns to investment in education: a further update." *Education Economics*, 12 (2), 111–134.
- Riddell, W. C. e Song, X. (2011a). Education, job search and re-employment outcomes among the unemployed. *IZA Discussion Paper n°6134*.

- Riddell, W. C. e Song, X. (2011b). "The impact of education on unemployment incidence and re-employment success: Evidence from the U.S. labour market." *Labour Economics*, 18 (4), 453–463.
- Rodríguez-Pose, A. e Tselios, V. (2012). "Individual earnings and educational externalities in the European Union." *Regional Studies*, 46 (1), 39–57.
- Romer, P. 1990. "Human capital and growth: Theory and evidence." Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 32: 251-86.
- Sá, C., Dismuke, C. e Guimarães, P. (2007). "Single and competing risk models of hospital length of stay and discharge destination: the effect of hazard function distribution." *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 7(3-4): 109-124.
- Saraiva, A. (1999). "Incidência e impacto salarial da formação profissional em Portugal." *Economia XXII*, 27–43.
- Schlotter, M., Schwerdt, G. e Woessman, L. (2011). "Econometric methods for causal evaluation of education policies and practices: a non-technical guide." *Education Economics*, 19 (2), 109–137.
- Schultz, T. (1961). "Investment in human capital." *The American Economic Review*, 51 (1), 1–17.
- Sianesi, B. e Van Reenen, J. (2003) "The returns to education: Macroeconomics." *Journal of Economic Surveys*, 17 (2), 57-200.
- Song, M., Orazem, P. e Wohlgemuth, D. (2008). "The role of mathematical and verbal skills on the returns to graduate and professional education." *Economics of Education Review*, 27 (6), 664–675.
- Sousa, Sandra (2014), "Characterization of the returns to education in Portugal: 1986 - 2009", Universidade do Minho, *mimeo*.
- Spence, M. (1973). "Job Market Signaling." *The Quarterly Journal of Economics*, 87 (3), 355–374.

- Staiger, D. e Stock, J. M. (1997). "The Theory of 'Screening', Education, and the Distribution of Income." *The Econometrica*, 65 (3), 557–586.
- Stiglitz, J. E. (1975). "The Theory of 'Screening', Education, and the Distribution of Income." *The American Economic Review*, 65 (3), 283–300.
- Teixeira, P., Cerejeira, J., Simões, M., Sá, Carla. e Portela, M., (2014). "Educação, economia e capital humano: notas sobre um paradoxo" in Alexandre, F., Bação, P., Lains, P., Martins, M., Portela, M. e Simões, M. (orgs.) *A Economia Portuguesa na União Europeia: 1986-2010*. 329-355.
- Teulings, C. e Vieira, J. (2004). "Urban versus rural return to human capital in Portugal: a cookbook recipe for applying assignment models." *Labour Economics*, 18 (2), 265–291.
- Trostel, P. (2005). "Nonlinearity in the return to education." *Journal of Applied Economics*, 8 (1), 191–202.
- Varejão, J., Cerejeira, J. e Portela, M. (2014). "O mercado de trabalho" in Alexandre, F., Bação, P., Lains, P., Martins, M., Portela, M. e Simões, M. (orgs.) *A Economia Portuguesa na União Europeia: 1986-2010*. 233-268.
- Vieira, J. (1999). "Returns to education in Portugal." *Labour Economics*, 6 (4), 535–541.
- Vieira, J., Couto, J. e Tiago, M. (2005). "Inter-regional wage dispersion in Portugal." Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn, Discussion Paper No 1664.
- Vieira, J., Couto, J. e Tiago, M. (2006). "Regional differences in returns to education in Portugal." *46th Congress of the European Regional Science Association University of Thessaly, Greece, August 30th-September 3<sup>rd</sup>*.
- Wang, L. (2013). "Estimating returns to education when the IV sample is selective." *Labour Economics*, 21, 74–85.
- Weber, A. e Mahringer, H. (2007). "Choice and success of job search methods." *Empirical Economics*, 35 (1), 153–178.



Weiss, A. (1995). "Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages." *The Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), 133–154.

Wolbers, M. (2000). "The Effects of Level of Education on Mobility between Employment and Unemployment in the Netherlands." *European Sociological Review*, 16 (2), 185–200.

Wolfe, B. e Zuvekas, S. (1997). "Non-market outcomes of schooling." *International of Education Research*, 27, 491–502.

Wooldridge, J. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data - Second Edition*. The MIT Press, Cambridge, MA.

# ANEXO METODOLÓGICO

## A. 1. RETORNOS PRIVADOS DA EDUCAÇÃO

### A.1.1: DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os *Quadros de Pessoal* constituem uma base de dados do Ministério da Economia e do Emprego, obtida anualmente, de forma administrativa, desde 1982, contendo informação para todos os estabelecimentos com empregados por conta de outrem. Até 1993, a informação reportava-se à situação em março e, desde 1994, à situação em outubro. A administração pública e as forças armadas, bem como os trabalhadores domésticos não estão incluídos nesta base de dados. Os dados abrangem o período de 1985 a 2009, com exceção dos anos de 1990 e 2001, disponibilizando informação ao nível da empresa, do estabelecimento e do trabalhador. Para cada empresa, são conhecidos a localização, a atividade económica, o valor das vendas, a natureza jurídica, a participação do capital (nacional, estrangeira ou pública), a dimensão e o ano de criação. Ao nível do estabelecimento, são fornecidas informações sobre o local e a atividade económica.

Existem informações detalhadas sobre cada trabalhador, designadamente, sexo, idade, data de nascimento, escolaridade, data de admissão na empresa, categoria e tipo de contrato, salário base mensal, compensação de horas extras, número de horas mensais de trabalho, entre outros. Finalmente, a base de dados contém um número de identificação único para cada trabalhador e para cada empresa, o que permite seguir trabalhadores e empresas ao longo do tempo, fornecendo uma correspondência entre a empresa, o estabelecimento e cada trabalhador. O número de trabalhadores ascende a mais de 1 milhão, por ano.

Para efeito da presente análise, foram selecionados os trabalhadores a tempo inteiro, que têm um contrato permanente, com idades entre os 18 e os 75 anos de idade e cujos salários não são inferiores ao salário mínimo nacional. Com base nesta seleção procedeu-se a um conjunto de correções, com vista à construção de um painel que permitisse seguir as carreiras dos trabalhadores ao longo do tempo. Com todas as correções foram eliminadas cerca de 39% das observações, obtendo-se um painel de trabalhadores com mais de 34 milhões de observações, para Portugal, para o período entre 1986 e 2009.

## A.1.2: MÉTODO DAS VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS

Identificada a potencial endogeneidade da educação na estimação dos seus retornos, e seguindo o proposto na literatura, é utilizado o método das variáveis instrumentais, estimado em duas etapas (IV2SLS – *Instrumental variables two stage least squares*)

No âmbito deste método, a primeira etapa pode ser traduzida pela equação:

$$S_i = \rho X_i + \theta(q_{1,3})_i + v_i$$

onde  $S_i$  é o nível de escolaridade do indivíduo  $i$ ;  $X_i$  é um vetor de regressores, tais como experiência, experiência ao quadrado, ocupação, setor de atividade, região e uma variável binária que indica se o indivíduo nasceu no ano  $db$  ( $db = 1, 2, \dots, 51$ ). A variável instrumental usada é  $q_{1,3}$ ; trata-se de uma variável binária que assume o valor 1 se o indivíduo nasceu no primeiro (ou terceiro) trimestre do ano, e assume valor igual a zero, caso contrário. É também usado um outro instrumento resultante da combinação linear entre o trimestre de nascimento  $q_{1,3}$  e o termo de interação entre o trimestre de nascimento,  $q_{1,3}$  e o ano de nascimento do indivíduo, ou seja,  $q_1$ \*ano de nascimento e  $q_3$ \*ano de nascimento. Finalmente, é usada uma combinação linear de  $q_{1,3}$  e  $q_1$ \*ano de nascimento e  $q_3$ \*ano de nascimento, respetivamente, seguindo Angrist e Krueger (1991) e Leigh e Ryan (2008).

A segunda etapa é traduzida pela equação:

$$\log W_i = \delta X_i + \beta \hat{S}_i + \epsilon_i$$

onde a variável dependente é o logaritmo do salário real por hora e o coeficiente  $\beta$  é o retorno da educação.

Para cada geração, são apresentadas as estimativas da escolaridade considerando como instrumentos alternativos o primeiro trimestre de nascimento e o terceiro trimestre de nascimento. Note-se que, apenas são considerados os grupos cujo número de observações é superior a 100 000 por cada ano de estudo. Pode-se observar que o primeiro trimestre de nascimento apresenta um efeito positivo e significativo sobre o resultado escolar, tal como em Angrist e Krueger (1991), mas o sinal do terceiro trimestre de nascimento é negativo e significativo ao nível de 1%. Assim, os

instrumentos utilizados têm coeficientes significativamente diferentes de zero, o que indicia a presença de um instrumento forte. O facto de um dos instrumentos apresentar um sinal positivo e o outro sinal negativo, pode ser explicado pela construção da variável experiência. Uma possível explicação é a seguinte: considerando-se dois homens, nascidos no mesmo ano, tendo um deles nascido no primeiro trimestre e o outro nascido no terceiro trimestre, mantendo-se constantes todas as variáveis no modelo, incluindo a experiência, o homem nascido mais tarde deverá ter menos escolaridade, porque provavelmente deixou a escola mais cedo.

Para verificar a qualidade e validade dos instrumentos,  $q_1$  e  $q_3$ , são aplicados os testes sugeridos por Bound *et al.* (1995) para todos os anos e todos os grupos de homens. O  $R^2$  da primeira etapa varia entre 0,5674 e 0,8390, valores bastante mais elevados do que os encontrados em muitos outros estudos (por exemplo, Harmon e Walker, 1995; Leigh e Ryan, 2008; e Dickson e Smith, 2011), indicando que os instrumentos  $q_1$  e  $q_3$  estão significativamente associados à escolaridade endógena e, como tal, são relevantes. Além disso, para cada ano e em todos os grupos de homens, a estatística F sobre a exclusão de instrumentos, da primeira etapa, excede o valor *rule-of-thumb* de 10 para instrumentos não-fracos e é estatisticamente significativa ao nível de 1%. O elevado grau de significância estatística dos instrumentos excluídos reduz a probabilidade de estarmos perante instrumentos fracos (ver Bound *et al.*, 1995 e Staiger e Stock 1997)<sup>31</sup>.

De modo a testar a validade da hipótese de homoscedasticidade e de que a escolarização é realmente endógena, são aplicados os testes Pagan-Hall e Durbin-Wu-Hausman (DWH), respetivamente. De acordo com os resultados, é evidente o fracasso do pressuposto da homocedasticidade dos erros. O valor altamente significativo da estatística de teste Pagan-Hall para heteroscedasticidade rejeita a hipótese nula de que a variância do erro é constante nas observações e, por isso, a abordagem GMM (*Generalized Method of Moments*) é aplicada como medida de correção, com vista à obtenção de estimativas eficientes. No que se refere à endogeneidade da educação, os resultados são os esperados: no primeiro grupo (homens nascidos entre 1930-1949), a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, o alto valor do *p-value* sugere que não existe nenhuma diferença entre IV2SLS e estimativas MMQ e, conseqüentemente, o MMQ deverá ser preferido por ser considerado mais eficiente. Este resultado é esperado, uma vez que a escolaridade dos homens nascidos entre 1930 e 1949 não é muito diferente, tendo a maioria dos indivíduos apenas o 4º ano e,

---

<sup>31</sup> As estimativas detalhadas associadas a esta discussão podem ser solicitadas aos autores.

logo, a educação pode ser vista como uma variável exógena. Nos dois outros grupos, os resultados sugerem a rejeição da exogeneidade da escolaridade. De acordo com o teste DWH, em quase todos os anos em estudo (exceto em 1987, 1989, 1992, 1994 e 1995 no segundo grupo usando  $q_3$  como instrumento), a exogeneidade da escolaridade é fortemente rejeitada, implicando o enviesamento das estimativas pelo MMQ.

Utilizando como instrumentos quer  $q_1$  quer a combinação desta com a interação  $q_1 * \text{ano de nascimento}$ , quer  $q_3$  e a combinação desta com a interação  $q_3 * \text{ano de nascimento}$ , os resultados indicam que as variáveis instrumentais satisfazem tanto as condições de exogeneidade e relevância para quase todos os anos e em todos os grupos de homens. O teste estatístico de Hansen indica que não se deve rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são válidos, permitindo concluir que os instrumentos estão adequadamente não correlacionados com o termo de erro. O  $R^2$  da primeira etapa é elevado, variando entre 0,276 e 0,615, e a estatística F sobre a exclusão dos instrumentos é maior do que 10, em quase todos os anos e em todos os grupos de homens. Assim, o teste de Hansen fornece evidência estatística convincente para a validade dos instrumentos  $q_1$  e  $q_1 * \text{ano de nascimento}$  e  $q_3$  e  $q_3 * \text{ano de nascimento}$ , enquanto os altos valores do  $R^2$  e da estatística F sugerem que o enviesamento inerente à estimativa VI será inferior ao enviesamento no MMQ.

O modelo estimado inclui outras variáveis exógenas, tais como, ocupação, setor de atividade, região e um conjunto de variáveis binárias para o ano de nascimento. Os erros padrão são corrigidos para ter em conta a heteroscedasticidade relacionada com o facto de que muitos trabalhadores estão presentes em mais do que um período na amostra, sendo, por conseguinte, utilizada a estimativa GMM.

As estimativas com VI para os retornos da educação têm erros padrão ligeiramente elevados, mas este tipo de resultado é muito comum na literatura (ver, por exemplo, Angrist e Krueger, 1991; Card, 1995a, 1999; Vieira, 1999 e Dickson, 2012).

Tabela A.1.2 – 1 – Resultados da estimação MMQ e VI, Homens nascidos entre 1950-1966

VARIÁVEIS	1986					1987					1988				
	MMQ	VI				MMQ	VI				MMQ	VI			
		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb
lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	
educação	0,0704*** (0,0004)	0,0673*** (0,0045)	0,0639*** (0,0037)	0,0680*** (0,0070)	0,0661*** (0,0066)	0,0711*** (0,0004)	0,0651*** (0,0042)	0,0604*** (0,0034)	0,0658*** (0,0068)	0,0639*** (0,0067)	0,0701*** (0,0004)	0,0667*** (0,0042)	0,0644*** (0,0036)	0,0653*** (0,0072)	0,0675*** (0,0069)
Observações	244451	244451	244451	244451	244451	242365	242365	242365	242365	242365	239442	239442	239442	239442	239442
R-quadrado	0,527	0,527	0,525	0,527	0,525	0,530	0,526	0,530	0,485	0,485	0,518	0,518	0,511	0,518	0,304
RMSE	0,325	0,325	0,326	0,325	0,326	0,329	1,116	0,330	0,329	0,344	0,326	0,326	0,329	0,326	0,392
Estatística F		12332	685,9	1078	67,94		11999	668,2	1153	68,09		12553	691,3	907,2	54,81
Estatística Hansen J		0	20,44	0	11,59										
<i>p</i> -valor de HJ			0,369		0,903										
	1989					1991					1992				
educação	0,0728*** (0,0005)	0,0816 -51,494	0,0697*** (0,0035)	0,0704*** -51,515	0,0717*** (0,0072)	0,0694*** (0,0005)	0,0710*** (0,0037)	0,0701*** (0,0033)	0,0618*** (0,0075)	0,0614*** (0,0071)	0,0690*** (0,0005)	0,0701*** (0,0042)	0,0692*** (0,0042)	0,0517 -53,083	0,0671*** (0,0079)
Observações	240928	240928	240928	240928	240928	245029	245029	245029	245029	245029	232054	232054	232054	232054	232054
R-quadrado	0,510		0,507		0,420	0,548	0,548	0,548	0,548	0,548	0,551	0,551	0,476	0,157	0,536
RMSE	0,344	0,783	0,345	0,660	0,374	0,363	0,363	0,363	0,363	0,363	0,368	0,368	0,397	0,504	0,374
Estatística F		13587	718,1	1227	68,50		9261	573,1	990,1	60,92		8504	533,9	1006	65,18
Estatística Hansen J							0	13,55	0	25,15					
<i>p</i> -valor de HJ								0,758		0,121					
	1993					1994					1995				
educação	0,0679*** (0,0005)	0,0715*** (0,0043)	0,0698*** (0,0038)	0,0625*** (0,0079)	0,0602*** (0,0077)	0,0635*** (0,0006)	0,0749*** (0,0039)	0,0753*** (0,0037)	0,0761*** (0,0082)	0,0764*** (0,0080)	0,0552*** (0,0006)	0,0614*** (0,0039)	0,0605*** (0,0038)	0,0575*** (0,0088)	0,0556*** (0,0086)
Observações	213901	213901	213901	213901	213901	190929	190929	190929	190929	190929	194143	194143	194143	194143	194143
R-quadrado	0,535	0,535	0,535	0,535	0,533	0,559	0,558	0,558	0,557	0,557	0,597	0,597	0,596	0,597	0,597
RMSE	0,378	0,378	0,378	0,378	0,379	0,380	0,380	0,380	0,380	0,380	0,380	0,380	0,380	0,380	0,380
Estatística F		8257	548,7	1028	72,07		5495	393,4	911,0	65,70		4498	345,1	910,3	70,67
Estatística Hansen J		0	13,29	0	25,48		0	8,354	0	9,103		0	7,846	0	7,906
<i>p</i> -valor de HJ			0,652		0,0618			0,870		0,824			0,854		0,850

Continua na página seguinte

VARIÁVEIS	1996					1997					1998				
	MMQ	VI				MMQ	VI				MMQ	VI			
		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb
Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	
educação	0,0519*** (0,0006)	0,0606*** (0,0040)	0,0594*** (0,0039)	0,0611*** (0,0094)	0,0582*** (0,0091)	0,0484*** (0,0006)	0,0534*** (0,0040)	0,0532*** (0,0039)	0,0507*** (0,0100)	0,0496*** (0,0098)	0,0471*** (0,0006)	0,0561*** (0,0037)	0,0556*** (0,0036)	0,0514*** (0,0093)	0,0505*** (0,0092)
Observações	177799	177799	177799	177799	177799	169451	169451	169451	169451	169451	159173	159173	159173	159173	159173
R-quadrado	0,587	0,587	0,587	0,587	0,587	0,589	0,589	0,589	0,589	0,589	0,608	0,607	0,607	0,608	0,608
RMSE	0,382	0,383	0,383	0,383	0,383	0,380	0,380	0,380	0,380	0,380	0,371	0,371	0,371	0,371	0,371
Estatística F		5459	443,4	902,0	73,68		4857	417,1	795,0	69,76		4874	457,2	859,4	80,22
Estatística Hansen J		0	7,342	0	5,740		0	9,132	0	6,618		0	7,505	0	11,55
p-valor de HJ			0,834		0,929			0,610		0,829			0,677		0,316
	1999					2000					2002				
educação	0,0489*** (0,0006)	0,0614*** (0,0039)	0,0612*** (0,0038)	0,0676*** (0,0098)	0,0679*** (0,0098)	0,0457*** (0,0007)	0,0560*** (0,0042)	0,0553*** (0,0040)	0,0595*** (0,0093)	0,0595*** (0,0092)	0,0420*** (0,0008)	0,0580*** (0,0048)	0,0574*** (0,0046)	0,0652*** (0,0123)	0,0639*** (0,0120)
Observações	147103	147103	147103	147103	147103	129497	129497	129497	129497	129497	92529	92529	92529	92529	92529
R-quadrado	0,601	0,600	0,600	0,598	0,598	0,616	0,615	0,615	0,614	0,614	0,584	0,582	0,582	0,580	0,581
RMSE	0,382	0,383	0,383	0,383	0,383	0,381	0,382	0,382	0,382	0,382	0,397	0,397	0,397	0,398	0,398
Estatística F		4587	486,4	806,5	83,22		4272	496,8	809,8	91,72		3568	514,3	487,9	71,61
Estatística Hansen J		0	10,02	0	13,70		0	11,98	0	21,50		0	4,645	0	4,932
p-valor de HJ			0,349		0,133			0,152		0,00594			0,590		0,553
	2003					2004									
educação	0,0489*** (0,0006)	0,0614*** (0,0039)	0,0612*** (0,0038)	0,0676*** (0,0098)	0,0679*** (0,0098)	0,0457*** (0,0007)	0,0560*** (0,0042)	0,0553*** (0,0040)	0,0595*** (0,0093)	0,0595*** (0,0092)					
Observações	147103	147103	147103	147103	147103	129497	129497	129497	129497	129497					
R-quadrado	0,601	0,600	0,600	0,598	0,598	0,616	0,615	0,615	0,614	0,614					
RMSE	0,382	0,383	0,383	0,383	0,383	0,381	0,382	0,382	0,382	0,382					
Estatística F		4587	486,4	806,5	83,22		4272	496,8	809,8	91,72					
Estatística Hansen J		0	10,02	0	13,70		0	11,98	0	21,50					
p-valor de HJ			0,349		0,133			0,152		0,00594					

Nota: q<sub>1</sub> e q<sub>3</sub> respeitam às especificações em que o primeiro e terceiro trimestre são usados como instrumento, respectivamente. Nas colunas q<sub>1</sub>\*yb e q<sub>3</sub>\*yb estão reportadas as estimativas das especificações em que são usadas como instrumentos as combinações lineares entre o primeiro trimestre e a interação (1º trimestre\*ano de nascimento) e o terceiro trimestre e a interação (3º trimestre\*ano de nascimento), respectivamente. RMSE: *root mean square error*. Fonte: Cálculos dos autores.

Tabela A.1.2 – 2 – Resultados da estimação MMQ e VI, Homens nascidos entre 1950-1966

VARIÁVEIS	1986					1987					1988				
	MMQ	VI				MMQ	VI				MMQ	VI			
		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb
lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	
educação	0,0378*** (0,0003)	0,0541*** (0,0022)	0,0494*** (0,0021)	0,0497*** (0,0046)	0,0486*** (0,0044)	0,0403*** (0,0003)	0,0544*** (0,0023)	0,0487*** (0,0020)	0,0455*** (0,0047)	0,0454*** (0,0044)	0,0426*** (0,0003)	0,0582*** (0,0022)	0,0553*** (0,0020)	0,0525*** (0,0050)	0,0521*** (0,0047)
Observações	275909	275909	275909	275909	275909	294018	294018	294018	294018	294018	300608	300608	300608	300608	300608
R-quadrado	0,530	0,525	0,526	0,527	0,528	0,530	0,527	0,527	0,529	0,529	0,511	0,507	0,508	0,510	0,509
RMSE	0,271	0,272	0,272	0,271	0,271	0,273	0,274	0,274	0,273	0,273	0,282	0,284	0,283	0,283	0,283
Estatística F		8411	566,7	1281	85,07		9994	640,4	1722	108,3		10511	669,8	1490	89,91
Estatística Hansen J		0	59,62	0	16,13		0	53,32	0	19,26		0	46,49	0	10,22
<i>p</i> -valor de HJ			6,5e-07		0,444			6,68e-06		0,255			8,17e-05		0,855
	1989					1991					1992				
educação	0,0445*** (0,0003)	0,0610*** (0,0024)	0,0580*** (0,0023)	0,0542*** (0,0050)	0,0519*** (0,0049)	0,0478*** (0,0004)	0,0708*** (0,0024)	0,0713*** (0,0023)	0,0579*** (0,0052)	0,0581*** (0,0051)	0,0484*** (0,0004)	0,0696*** (0,0020)	0,0697*** (0,0020)	0,0539*** (0,0052)	0,0529*** (0,0051)
Observações	327995	327995	327995	327995	327995	343191	343191	343191	343191	343191	344325	344325	344325	344325	344325
R-quadrado	0,489	0,484	0,486	0,487	0,487	0,496	0,489	0,489	0,495	0,494	0,491	0,486	0,486	0,491	0,490
RMSE	0,304	0,305	0,305	0,305	0,305	0,347	0,349	0,349	0,347	0,347	0,360	0,361	0,361	0,360	0,360
Estatística F		10753	654,3	1738	106,4		9078	597,4	1582	99,56		8500	554,1	1586	99,64
Estatística Hansen J		0	46,85	0	21,92		0	29,70	0	5,028		0	14,51	0	22,03
<i>p</i> -valor de HJ			7,18e-05		0,146			0,0196		0,996			0,561		0,142
	1993					1994					1995				
educação	0,0486*** (0,0004)	0,0709*** (0,0024)	0,0712*** (0,0023)	0,0683*** (0,0055)	0,0663*** (0,0058)	0,0453*** (0,0004)	0,0753*** (0,0024)	0,0749*** (0,0023)	0,0534*** (0,0057)	0,0556*** (0,0059)	0,0440*** (0,0004)	0,0690*** (0,0027)	0,0693*** (0,0026)	0,0524*** (0,0059)	0,0516*** (0,0058)
Observações	339556	339556	339556	339556	339556	341560	341560	341560	341560	341560	375529	375529	375529	375529	375529
R-quadrado	0,478	0,472	0,431	0,473	0,472	0,506	0,497	0,433	0,505	0,422	0,572	0,567	0,567	0,571	0,571
RMSE	0,376	0,378	0,392	0,377	0,378	0,381	0,384	0,408	0,381	0,412	0,374	0,376	0,376	0,374	0,374
Estatística F		7966	494,0	1780	111,8		6316	425,3	1733	109,9		8558	540,6	1534	96,48
Estatística Hansen J												0	10,79	0	13,47
<i>p</i> -valor de HJ													0,822		0,638

Continua na página seguinte



VARIÁVEIS	1996					1997					1998				
	MMQ	VI				MMQ	VI				MMQ	VI			
		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb
Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	
educação	0,0411*** (0,0004)	0,0683*** (0,0027)	0,0680*** (0,0026)	0,0634*** (0,0062)	0,0619*** (0,0061)	0,0392*** (0,0004)	0,0677*** (0,0026)	0,0676*** (0,0025)	0,0546*** (0,0060)	0,0541*** (0,0059)	0,0391*** (0,0004)	0,0680*** (0,0025)	0,0677*** (0,0024)	0,0598*** (0,0058)	0,0602*** (0,0057)
Observações	368409	368409	368409	368409	368409	383575	383575	383575	383575	383575	381686	381686	381686	381686	381686
R-quadrado	0,562	0,556	0,556	0,558	0,559	0,565	0,558	0,558	0,563	0,563	0,587	0,580	0,580	0,583	0,583
RMSE	0,379	0,382	0,382	0,381	0,381	0,375	0,378	0,378	0,375	0,375	0,368	0,371	0,371	0,369	0,369
Estatística F		7482	469,6	1566	97,75		8170	509,9	1556	97,04		8596	525,4	1615	99,40
Estatística Hansen J		0	12,11	0	17,61		0	14,49	0	11,35				0	13,68
<i>p</i> -valor de HJ			0,736		0,347			0,562		0,787					0,623
	1999					2000					2002				
educação	0,0388*** (0,0057)	0,0690*** (0,0025)	0,0686*** (0,0024)	0,0582*** (0,0004)	0,0573*** (0,0058)	0,0361*** (0,0057)	0,0660*** (0,0028)	0,0665*** (0,0027)	0,0594*** (0,0004)	0,0582*** (0,0058)	0,0318*** (0,0057)	0,0617*** (0,0027)	0,0615*** (0,0027)	0,0630*** (0,0004)	0,0633*** (0,0060)
Observações	395205	395205	395205	395205	395205	391504	391504	391504	391504	391504	377627	377627	377627	377627	377627
R-quadrado	0,591	0,583	0,583	0,588	0,588	0,606	0,599	0,599	0,602	0,602	0,595	0,587	0,587	0,587	0,587
RMSE	0,373	0,377	0,377	0,375	0,375	0,371	0,374	0,375	0,373	0,373	0,385	0,388	0,388	0,389	0,389
Estatística F		8668	526,1	1646	101,7		7876	481,9	1650	101,1		6788	421,4	1669	102,7
Estatística Hansen J		0	24,17	0	20,30		0	27,23	0	16,97		0	18,49	0	13,44
<i>p</i> -valor de HJ			0,0859		0,207			0,0390		0,388			0,296		0,640
	2003					2004					2005				
educação	0,0315*** (0,0059)	0,0662*** (0,0024)	0,0656*** (0,0024)	0,0610*** (0,0060)	0,0618*** (0,0060)	0,0310*** (0,0004)	0,0740*** (0,0027)	0,0725*** (0,0026)	0,0647*** (0,0061)	0,0639*** (0,0060)	0,0305*** (0,0004)	0,0760*** (0,0025)	0,0742*** (0,0025)	0,0721*** (0,0061)	0,0720*** (0,0060)
Observações	375745	375745	375745	375745	375745	385692	385692	385692	385692	385692	394777	394777	394777	394777	394777
R-quadrado	0,579	0,569	0,569	0,572	0,571	0,577	0,562	0,563	0,568	0,568	0,565	0,549	0,550	0,551	0,551
RMSE	0,396	0,401	0,401	0,400	0,400	0,410	0,417	0,416	0,414	0,414	0,420	0,427	0,427	0,426	0,426
Estatística F		6228	388,6	1537	93,92		6604	409,8	1655	100,3		7404	451,0	1582	96,47
Estatística Hansen J		0	29,59	0	22,10		0	20,29	0	16,79		0	22,04	0	10,60
<i>p</i> -valor de HJ			0,0202		0,140			0,208		0,400			0,142		0,833

Continua na página seguinte

VARIÁVEIS	2006					2007					2008				
	MMQ	VI				MMQ	VI				MMQ	VI			
		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb
Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	
educação	0,0279*** (0,0004)	0,0732*** (0,0026)	0,0719*** (0,0025)	0,0690*** (0,0062)	0,0692*** (0,0061)	0,0259*** (0,0004)	0,0734*** (0,0027)	0,0713*** (0,0026)	0,0680*** (0,0063)	0,0677*** (0,0062)	0,0230*** (0,0004)	0,0719*** (0,0028)	0,0698*** (0,0027)	0,0635*** (0,0066)	0,0628*** (0,0065)
Observações	386044	386044	386044	386044	386044	383973	383973	383973	383973	383973	375137	375137	375137	375137	375137
R-quadrado	0,563	0,546	0,547	0,549	0,549	0,552	0,534	0,536	0,538	0,538	0,550	0,530	0,532	0,536	0,537
RMSE	0,423	0,430	0,430	0,429	0,429	0,427	0,435	0,435	0,434	0,433	0,425	0,434	0,434	0,432	0,431
Estatística F		6022	369,9	1451	88,31		6478	397,8	1479	89,02		6591	405,7	1322	79,92
Estatística Hansen J		0	18,11	0	9,572		0	25,22	0	10,88		0	26,36	0	19,98
<i>p</i> -valor de HJ			0,318		0,888			0,0661		0,817			0,0492		0,221
	2009														
educação	0,0222*** (0,0004)	0,0708*** (0,0028)	0,0691*** (0,0028)	0,0660*** (0,0069)	0,0665*** (0,0068)										
Observações	351151	351151	351151	351151	351151										
R-quadrado	0,559	0,540	0,541	0,544	0,543										
RMSE	0,426	0,435	0,435	0,434	0,434										
Estatística F		6102	374,5	1199	72,04										
Estatística Hansen J		0	32,17	0	16,81										
<i>p</i> -valor de HJ			0,0095		0,398										

Nota: q<sub>1</sub> e q<sub>3</sub> respeitam às especificações em que o primeiro e terceiro trimestre são usados como instrumentos, respectivamente. Nas colunas q<sub>1</sub>\*yb e q<sub>3</sub>\*yb estão reportadas as estimativas das especificações em que são usadas como instrumentos as combinações lineares entre o primeiro trimestre e a interação (1º trimestre\*ano de nascimento) e o terceiro trimestre e a interação (3º trimestre\*ano de nascimento), respectivamente. Fonte: Cálculos dos autores.

Tabela A.1.2 – 3 – Resultados da estimação MMQ e VI, Homens nascidos entre 1967-1980

VARIÁVEIS	1992					1993					1994				
	MMQ	VI				MMQ	VI				MMQ	VI			
		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb
lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	lsalariohora	
educação	0,0292*** (0,0006)	0,0496*** (0,0025)	0,0490*** (0,0025)	0,0455*** (0,0065)	0,0441*** (0,0063)	0,0283*** (0,0006)	0,0506*** (0,0027)	0,0505*** (0,0027)	0,0463*** (0,0067)	0,0452*** (0,0069)	0,0247*** (0,0005)	0,0492*** (0,0025)	0,0488*** (0,0024)	0,0422*** (0,0060)	0,0414*** (0,0059)
Observações	102047	102047	102047	102047	102047	120693	120693	120693	120693	120693	150832	150832	150832	150832	150832
R-quadrado	0,320	0,312	0,313	0,315	0,316	0,327	0,319	0,317	0,322	0,317	0,360	0,351	0,351	0,355	0,356
RMSE	0,310	0,312	0,312	0,311	0,311	0,340	0,342	0,342	0,341	0,342	0,346	0,348	0,348	0,347	0,347
Estatística F		5519	555,4	908,0	103,9		5183	475,2	965,7	99,78		5389	423,6	1194	102,4
Estatística Hansen J		0	15,03	0	14,40							0	9,960	0	8,150
<i>p</i> -valor de HJ			0,0902		0,0720								0,619		0,700
	1995					1996					1997				
educação	0,0225*** (0,0004)	0,0546*** (0,0024)	0,0544*** (0,0024)	0,0496*** (0,0058)	0,0479*** (0,0056)	0,0206*** (0,0004)	0,0530*** (0,0025)	0,0533*** (0,0025)	0,0521*** (0,0060)	0,0509*** (0,0059)	0,0215*** (0,0004)	0,0574*** (0,0023)	0,0574*** (0,0022)	0,0552*** (0,0053)	0,0550*** (0,0052)
Observações	194573	194573	194573	194573	194573	213515	213515	213515	213515	213515	263581	263581	263581	263581	263581
R-quadrado	0,478	0,463	0,463	0,468	0,469	0,472	0,457	0,457	0,458	0,459	0,491	0,473	0,473	0,475	0,475
RMSE	0,319	0,323	0,323	0,322	0,322	0,330	0,335	0,335	0,334	0,334	0,322	0,327	0,327	0,327	0,327
Estatística F		4631	334,8	1102	86,26		4497	303,7	1087	79,45		5682	385,3	1277	93,29
Estatística Hansen J		0	12,43	0	10,93		0	9,982	0	9,806		0	7,228	0	7,015
<i>p</i> -valor de HJ			0,493		0,535			0,764		0,710			0,926		0,901
	1998					1999					2000				
educação	0,0201*** (0,0004)	0,0597*** (0,0022)	0,0596*** (0,0022)	0,0523*** (0,0051)	0,0519*** (0,0049)	0,0188*** (0,0003)	0,0625*** (0,0022)	0,0623*** (0,0021)	0,0588*** (0,0053)	0,0577*** (0,0051)	0,0184*** (0,0003)	0,0667*** (0,0021)	0,0661*** (0,0021)	0,0587*** (0,0051)	0,0575*** (0,0050)
Observações	283475	283475	283475	283475	283475	322209	322209	322209	322209	322209	347462	347462	347462	347462	347462
R-quadrado	0,520	0,499	0,499	0,506	0,506	0,537	0,512	0,512	0,516	0,517	0,549	0,521	0,522	0,529	0,530
RMSE	0,316	0,323	0,323	0,321	0,321	0,321	0,329	0,329	0,328	0,327	0,322	0,332	0,332	0,329	0,329
Estatística F		6599	443,7	1313	95,30		7299	491,6	1424	103,3		7093	502,7	1471	107,0
Estatística Hansen J		0	23,86	0	21,33		0	21,88	0	21,20		0	34,04	0	17,14
<i>p</i> -valor de HJ			0,0476		0,0667			0,0810		0,0692			0,00119		0,193

Continua na página seguinte

VARIÁVEIS	2002					2003					2004				
	MMQ	VI				MMQ	VI				MMQ	VI			
		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb		q1	q1.q1*yb	q3	q3.q3*yb
Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	Isalariohora	
educação	0,0200*** (0,0003)	0,0693*** (0,0022)	0,0687*** (0,0022)	0,0605*** (0,0052)	0,0585*** (0,0051)	0,0204*** (0,0003)	0,0689*** (0,0022)	0,0684*** (0,0021)	0,0567*** (0,0053)	0,0564*** (0,0053)	0,0202*** (0,0003)	0,0716*** (0,0022)	0,0712*** (0,0022)	0,0583*** (0,0054)	0,0579*** (0,0053)
Observações	385309	385309	385309	385309	385309	399331	399331	399331	399331	399331	419834	419834	419834	419834	419834
R-quadrado	0,549	0,523	0,524	0,532	0,533	0,540	0,515	0,516	0,526	0,526	0,542	0,517	0,518	0,529	0,529
RMSE	0,338	0,348	0,347	0,345	0,344	0,348	0,357	0,357	0,353	0,353	0,358	0,368	0,368	0,364	0,364
Estatística F		7942	558,0	1636	117,8		8510	597,0	1618	116,2		9298	652,2	1742	125,4
Estatística Hansen J		0	48,66	0	15,79		0	49,93	0	10,73			44,72	0	11,03
<i>p</i> -valor de HJ			5,05e-06		0,261			3,06e-06		0,633			2,33e-05		0,609
	2005					2006					2007				
educação	0,0203*** (0,0003)	0,0722*** (0,0023)	0,0720*** (0,0023)	0,0601*** (0,0053)	0,0594*** (0,0053)	0,0190*** (0,0004)	0,0723*** (0,0023)	0,0723*** (0,0022)	0,0743*** (0,0056)	0,0741*** (0,0056)	0,0184*** (0,0004)	0,0706*** (0,0023)	0,0702*** (0,0023)	0,0662*** (0,0057)	0,0647*** (0,0057)
Observações	449972	449972	449972	449972	449972	453254	453254	453254	453254	453254	461434	461434	461434	461434	461434
R-quadrado	0,533	0,509	0,509	0,519	0,520	0,530	0,506	0,506	0,504	0,505	0,522	0,500	0,500	0,503	0,504
RMSE	0,370	0,379	0,379	0,375	0,375	0,376	0,386	0,386	0,387	0,387	0,386	0,394	0,394	0,393	0,393
Estatística F		10012	696,1	1872	134,6		9984	670,5	1855	133,2		10998	736,6	1945	139,5
Estatística Hansen J		0	35,93	0	14,93		0	15,63	0	15,42		0	22,40	0	21,42
<i>p</i> -valor de HJ			0,0006		0,312			0,336		0,282			0,0708		0,0650
	2008					2009									
educação	0,0160*** (0,0004)	0,0697*** (0,0022)	0,0694*** (0,0022)	0,0598*** (0,0056)	0,0592*** (0,0056)	0,0153*** (0,0004)	0,0719*** (0,0024)	0,0717*** (0,0024)	0,0656*** (0,0060)	0,0653*** (0,0060)					
Observações	465057	465057	465057	465057	465057	448227	448227	448227	448227	448227					
R-quadrado	0,521	0,499	0,499	0,506	0,507	0,528	0,504	0,504	0,509	0,509					
RMSE	0,387	0,396	0,396	0,393	0,393	0,389	0,398	0,398	0,396	0,396					
Estatística F		11571	777,3	2025	146,8		10865	731,1	1920	138,7					
Estatística Hansen J		0	13,11	0	9,382		0	7,132	0	5,850					
<i>p</i> -valor de HJ			0,518		0,743			0,930		0,951					

Nota: q<sub>1</sub> e q<sub>3</sub> respeitam às especificações em que o primeiro e terceiro trimestre são usados como instrumentos, respectivamente. Nas colunas q<sub>1</sub>\*yb e q<sub>3</sub>\*yb estão reportadas as estimativas das especificações em que são usadas como instrumentos as combinações lineares entre o primeiro trimestre e a interação (1º trimestre\*ano de nascimento) e o terceiro trimestre e a interação (3º trimestre\*ano de nascimento), respectivamente. RMSE: *root mean square error*. Fonte: Cálculos dos autores.

## A. 2: EMPREGABILIDADE E TRANSIÇÕES NO MERCADO DE TRABALHO

### A.2.1: DESCRIÇÃO DOS DADOS

A informação utilizada é a que consta do Inquérito ao Emprego (IE) levado a cabo pelo INE, para o período de 1998 até 2010<sup>32</sup>. O objetivo do Inquérito ao Emprego é fazer a caracterização da população em relação à sua situação no mercado de trabalho.

Os dados são recolhidos através de inquérito numa base trimestral, sendo que para este estudo foram utilizados dados para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1998 (1998-1T) até ao quarto trimestre de 2010 (2010-4T). As famílias e indivíduos que participam no IE são selecionados a partir de uma base de dados amostral denominada Amostra-Mãe, contendo cerca de 500.000 agregados familiares de residência principal. Para o período em estudo existiram duas Amostras-Mãe, uma criada a partir dos Censos de 1991 e atualizada em 1996 (AM-1996) e uma outra obtida a partir dos Censos 2001. Assim, a amostra do IE é construída através de um processo amostral em dois passos: o primeiro passo corresponde à seleção dos indivíduos que compõem a Amostra-Mãe e o segundo passo corresponde à seleção de indivíduos da Amostra-Mãe para o IE.

Os dados do IE têm o formato de painel com sistema de rotação, onde cada agregado familiar (e indivíduo) é observado durante seis trimestres consecutivos, período após o qual é substituído por um novo agregado (indivíduo). Dito de outra forma, a amostra é composta por seis rotações, a cada trimestre a rotação mais antiga, após ser observada durante seis trimestres consecutivos, é substituída por uma nova rotação. Os agregados que abandonam o IE são trocados por outros da mesma área geográfica, o que significa que a representatividade geográfica da amostra é fixa ao longo do tempo. A construção do IE usando um sistema de rotação permite a aplicação de análises longitudinais, ao permitir a observação do mesmo agregado (indivíduo) durante seis períodos de tempo através de uma chave única de identificação do indivíduo.

De 1998-1T até 2002-4T, o IE é composto por 20 747 agregados familiares da AM-1996; a partir de 2004-2T o IE passa a ser composto por 22 554 agregados da AM-2001. Fruto da utilização de duas Amostras-Mãe e de modo a evitar uma disrupção, houve um período de transição entre 2003-

---

<sup>32</sup> Uma nova série do IE começou em 1998 e terminou em 2010.

1T até 2004-1T, ambos inclusive. Assim, em 2003-1T, cerca de 5/6 dos agregados do IE pertenciam à amostra antiga e 1/6 pertenciam à nova; em 2003-2T, cerca de 4/6 dos agregados do IE pertenciam à amostra antiga e 2/6 pertenciam à nova, e assim sucessivamente. Finalmente, em 2004-2T foi substituído o último 1/6 da amostra antiga e a primeira rotação da nova amostra, ou seja, foram substituídas duas rotações, uma da antiga e uma da nova.

Os dados são recolhidos usando entrevistas individuais diretas (microdados) onde todos os indivíduos do agregado familiar são entrevistados. A informação recolhida no IE permite a caracterização detalhada dos indivíduos em relação a diferentes tópicos<sup>33</sup>, nomeadamente:

- Variáveis económicas e sociodemográficas: idade, género, área geográfica de trabalho e residência, educação/formação e rendimento;
- Condição perante o emprego: empregado, desempregado ou inativo (fora do mercado de trabalho);
- Características do emprego: tempo inteiro ou parcial, tipo de contrato e ocupação;
- Outras: área de estudo e métodos de procura de emprego.

Para levar a cabo a nossa investigação foi necessária a harmonização dos dados<sup>34</sup> de forma a tornar possível a comparação de variáveis e indivíduos ao longo do tempo.

As alterações mais frequentes dizem respeito a opções de resposta às questões constantes do questionário, o que implicou, na generalidade, a agregação ou separação de algumas categorias de resposta. Nessas situações, adotou-se como regra o mínimo denominador comum para maximizar a comparabilidade e reduzir a perda de informação/detalhe dos dados.

Como explicado anteriormente, todos os membros do agregado familiar são entrevistados; como é frequente em dados que resultam de inquéritos existem erros no registo ou resposta, que geram inconsistências que têm de ser corrigidas. Dado o formato em painel do IE, a maioria das correções dizem respeito a inconsistências de respostas entre trimestres (entrevistas).

---

<sup>33</sup> O inquérito é criado de forma a respeitar os critérios definidos pelo Eurostat, pela necessidade de comparabilidade entre países. É esta comparabilidade dos dados entre países que permite a construção de uma base de dados europeia, o *European Labour Force Survey*. Para assegurar a comparabilidade a nível europeu e de forma a seguir a *International Labour Organization* – Organização Internacional do Trabalho (*ILO*), o inquérito é sujeito a modificações regulares relativamente ao método amostral, dimensão, rotação e estrutura do questionário e suas perguntas.

<sup>34</sup> Tivemos acesso aos dados no seu estado bruto, em bases de dados trimestrais, que tiveram de ser harmonizadas e combinadas numa só base de dados.

A resposta ao inquérito por parte de todos os membros do agregado é obrigatória, existindo a possibilidade de outro membro responder em seu lugar, se considerado apto. Neste sentido, decidimos excluir todos os indivíduos cujos registos (número de entrevistas) é incompleto, dado não termos informação que justifique ou explique a falta de informação para um dado trimestre. Um dado registo foi considerado incompleto se, entre a primeira e última entrevista de um dado indivíduo, houve um trimestre sem dados disponíveis para esse indivíduo. Os indivíduos cujos dados reportaram mudanças de género, diminuição da idade ou aumento da idade em mais de um ano entre trimestres foram eliminados.

Relativamente ao nível de educação, removemos da amostra indivíduos para os quais o nível de educação diminuiu; quando pelo contrário se regista um aumento no nível de educação optámos por uma abordagem mais criteriosa, em virtude da existência de programas governamentais que procuram promover a educação entre jovens adultos pouco qualificados. Assim, comparando o nível de educação na primeira entrevista com o nível de educação mais elevada obtida pelo indivíduo, foram removidos da amostra todos os registos (indivíduos) que cumpram uma das seguintes situações<sup>35</sup>: (i) indivíduos cujo nível educacional aumenta três ou mais trimestres consecutivos para aqueles com três ou mais entrevistas; (ii) indivíduos que acabam com um nível mais elevado que a licenciatura (mestrado ou doutoramento) e começam sem uma licenciatura; (iii) indivíduos que acabam com formação superior e começam com educação igual ou inferior ao 9º ano de escolaridade; (iv) indivíduos que acabam com ensino secundário e começam sem nível de educação; (v) indivíduos com menos de 18 anos que terminam com o 9º ano de escolaridade e começam com o 4º ano de escolaridade ou menos; (vi) indivíduos com menos de 18 anos que terminam com o 6º ano de escolaridade e começam sem nenhum nível de educação.

Numa análise com recurso a modelos de duração a variável mais importante é o tempo. Neste estudo, a variável tempo diz respeito à duração do período de emprego e do período de desemprego. Relativamente à duração do emprego, o início do emprego (início do risco de desemprego) é a data (01/mm/aaaa) na qual o indivíduo começou a trabalhar no atual emprego ou ocupação. A duração do emprego no trimestre  $t$  para o indivíduo  $n$  é dada pelo tempo entre o início do risco e o último dia da semana de referência (dd/mm/aaaa) da entrevista no trimestre  $t$  para o indivíduo

---

<sup>35</sup> Relembramos que os indivíduos são observados durante seis trimestres, um ano e meio. O período de observação foi tido em conta na tomada de decisão sobre as variações de educação aceites e não aceites.

n. Em relação à duração do desemprego, o início do desemprego (início do risco de emprego) é a mais recente de duas datas: (i) a data (01/mm/aaaa) na qual o indivíduo perdeu o anterior emprego ou ocupação; (ii) a data (01/mm/aaaa) em que o indivíduo começou a procurar emprego. A duração do desemprego no trimestre t para o indivíduo n é dada pelo tempo entre o início do risco e o último dia da semana de referência (dd/mm/aaaa) da entrevista no trimestre t para o indivíduo n.

Se o indivíduo n que estava empregado (desempregado) no trimestre  $t - 1$ , está agora desempregado (empregado) no trimestre t, consideramos que a transição ocorreu no último dia da semana de referência da entrevista do trimestre t para o indivíduo n.

Tal como em outras variáveis, também aqui existem algumas observações com erros ou *outliers* que foram corrigidos.

Dada a importância da variável independente educação, mais concretamente o nível de educação mais elevado obtido pelo indivíduo e de modo a obter uma avaliação mais detalhada sobre o papel da educação, foi selecionado um conjunto de variáveis binárias para os seguintes níveis: sem educação; 1º ciclo do ensino básico; 2º ciclo do ensino básico; 3º ciclo do ensino básico; ensino secundário e pós-secundário não superior; e ensino superior.

Além da variável educação foram também consideradas variáveis relativas a características individuais, como o género e o estado civil (distinguindo casados e não casados). A idade dos indivíduos foi classificada por grupos etários: dos 15 aos 24 anos; dos 25 aos 34 anos; dos 35 aos 44 anos; dos 45 aos 54 anos e dos 55 aos 64 anos. A divisão da idade nestes grupos etários segue a classificação comumente utilizada pelo INE e a divisão utilizada por Núñez e Livanos (2009). Para além das variáveis individuais foram também adicionadas variáveis relativas à estrutura do agregado familiar, nomeadamente, o número de crianças e idosos<sup>36</sup> (Bachmann e Baumgarten, 2012). Quanto ao número de crianças no agregado foram criadas duas variáveis: (i) o número de filhos ou enteados com até 4 anos de idade; (ii) o número de filhos ou enteados com idade entre os 5 e os 12 anos. Para o número de idosos no agregado a variável representa o número de pais

---

<sup>36</sup> As variáveis número de filhos e de idosos no agregado familiar foram criadas a partir da relação parental e da idade dos indivíduos reportada. Devido à existência de alguns erros nos registos destas variáveis, particularmente da idade, e à falta de registos para alguns indivíduos, estas variáveis só foram criadas para as famílias com registos completos e sem erros para todos os membros do agregado familiar.



ou sogros com mais de 65 anos que fazem parte do agregado familiar. Devido às diferenças de ordem social de homens e mulheres na família, o efeito das variáveis relativas à composição do agregado familiar e estado civil é avaliado de forma independente para ambos os géneros, com recurso a interações entre as variáveis.

Para finalizar, são também incluídas duas variáveis relativas à taxa de desemprego como *proxy* para as alterações no mercado de trabalho. No período de análise as condições no mercado de trabalho alteraram-se, refletindo-se num aumento da taxa de desemprego. Para captar melhor o estado do mercado de trabalho foram criadas duas variáveis que consideram duas dimensões para taxa de desemprego: a situação local (NUTS-II) e a sua comparação com a situação a nível nacional. A nível local a variável, NUTS-W, é calculada como a diferença em pontos percentuais da taxa de desemprego (por género) entre o momento  $t - 1$  e  $t$  na região de trabalho (NUTS-II). A nível nacional a variável, NAT-W, é calculada como a diferença entre a taxa de desemprego (por género) na NUTS-II de trabalho do indivíduo e a taxa de desemprego nacional (por género), no momento  $t - 2$ . No período de análise, a taxa de desemprego nacional apresentou uma tendência crescente, com um mínimo de 3,7% em 2000 e um máximo de 11,1% em 2010; as variáveis NUTS-II e NAT-W permitem controlar o padrão crescente do desemprego.

TABELA A.2.1 – 1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS: DE EMPREGO PARA DESEMPREGO.

<b>Variável</b>	<b>Descrição</b>	<b>Média (desvio-padrão)</b>
Tempo (em semanas)	Duração do atual emprego ou ocupação (em semanas)	493,669 (420,998)
Mulher	=1 se mulher	0,480
Casado	=1 if casado	0,674
Criança1	Número de filhos/enteados com menos de 4 anos que vivem com o agregado familiar	0,155 (0,397)
Crianças2	Número de filhos/enteados entre os 5 e os 12 anos que vivem com o agregado familiar	0,395 (0,660)
Idosos	Número de pais/sogros com mais de 65 anos que vivem no agregado familiar	0,128 (0,409)
NUTS-W	Varição, em pontos percentuais, da taxa de desemprego (por género) entre o trimestre t-1 e o trimestre t, na NUTS-II de trabalho do indivíduo.	0,084 (0,907)
NAT-W	Diferença entre a taxa de desemprego na NUTS-II de trabalho (por género) e a taxa de desemprego nacional (por género), no trimestre t-2	-0,191 (1,951)
Nat. U. Rate	Média aritmética simples da taxa de desemprego total nacional (homens e mulheres) no período de 1998 a 2010.	6,6
Nat. U. Rate Male	Média aritmética simples da taxa de desemprego nacional para os homens no período de 1998 a 2010.	5,7
Nat. U. Rate Female	Média aritmética simples da taxa de desemprego nacional para mulheres no período de 1998 a 2010.	7,7
Crise	=1 para os anos de 2009 e 2010	0,159
<b>Idade</b>		
15 - 24	=1 se o indivíduo tem entre 15 e 24 anos de idade	0,119
25 - 34 (categoria base)	=1 se o indivíduo tem entre 25 e 34 anos de idade	0,253
35 - 44	=1 se o indivíduo tem entre 35 e 44 anos de idade	0,292
45 - 54	=1 se o indivíduo tem entre 45 e 54 anos de idade	0,242
55+	=1 se o indivíduo tem entre 55 e 64 anos de idade	0,095
<b>Educação</b>		
non-educ	=1 se o indivíduo não tem nenhum nível de educação formal	0,038
basic 1 (categoria base)	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao 1º Ciclo do Ensino Básico (4ª classe)	0,292

TABELA A.2.1 – 1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS: DE EMPREGO PARA DESEMPREGO.

<b>Variável</b>	<b>Descrição</b>	<b>Média (desvio-padrão)</b>
basic 2	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao 2º Ciclo do Ensino Básico (6ª Classe)	0,206
basic 3	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao 3º Ciclo de Ensino Básico (9º Ano)	0,184
high school	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao Ensino Secundário (12º Ano) ou Pós-Secundário não superior	0,151
college	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao Ensino Superior	0,128
<b>Local de Trabalho (NUTS-II)</b>		
Norte	=1 se o indivíduo trabalha na região Norte	0,283
Centro	=1 se o indivíduo trabalha na região Centro	0,136
Lisboa	=1 se o indivíduo trabalha na região de Lisboa	0,177
Alentejo	=1 se o indivíduo trabalha na região do Alentejo	0,108
Algarve	=1 se o indivíduo trabalha na região do Algarve	0,105
Açores	=1 se o indivíduo trabalha na região dos Açores	0,098
Madeira	=1 se o indivíduo trabalha na região da Madeira	0,093

Fonte: Cálculos dos autores.

TABELA A.2.2 – 2 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS: DE DESEMPREGO PARA EMPREGO.

<b>Variável</b>	<b>Descrição</b>	<b>Média (desvio- padrão)</b>
Tempo (em semanas)	Duração do atual emprego ou ocupação (em semanas)	55,315 (49,477)
Mulher	=1 se mulher	0,545
Casado	=1 if casado	0,519
Criança1	Número de filhos/enteados com menos de 4 anos que vivem com o agregado familiar	0,139 (0,382)
Crianças2	Número de filhos/enteados entre os 5 e os 12 anos que vivem com o agregado familiar	0,271 (0,588)
Idosos	Número de pais/sogros com mais de 65 anos que vivem no agregado familiar	0,117 (0,390)
Primeiro	=1 se o indivíduo está à procura do primeiro emprego	0,155
Métodos	Número de métodos ativos de procura de emprego utilizados no trimestre anterior	1,930
Subsídio	=1 se no trimestre anterior a principal fonte de rendimento do indivíduo foi o subsídio de desemprego	0,322
NUTS Res	Varição, em pontos percentuais, da taxa de desemprego (por género) do trimestre t-1 para o trimestre t, na NUTS-II de residência do indivíduo.	0,111 (0,982)
NAT Res	Diferença entre a taxa de desemprego na NUTS-II de residência (por género) e a taxa de desemprego nacional (por género), no trimestre t-2	0,251 (1,980)
Nat. U. Rate	Média aritmética simples da taxa de desemprego total nacional (homens e mulheres) no período de 1998 a 2010.	6,6
Nat. U. Rate Male	Média aritmética simples da taxa de desemprego nacional para os homens no período de 1998 a 2010.	5,7
Nat. U. Rate Female	Média aritmética simples da taxa de desemprego nacional para mulheres no período de 1998 a 2010.	7,7
Crise	=1 para os anos de 2009 e 2010	0,225
<b>Idade</b>		
15 - 24	=1 se o indivíduo tem entre 15 e 24 anos de idade	0,280
25 - 34 (categoria base)	=1 se o indivíduo tem entre 25 e 34 anos de idade	0,246
35 - 44	=1 se o indivíduo tem entre 35 e 44 anos de idade	0,194
45 - 54	=1 se o indivíduo tem entre 45 e 54 anos de idade	0,165

TABELA A.2.2 – 2 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS: DE DESEMPREGO PARA EMPREGO.

<b>Variável</b>	<b>Descrição</b>	<b>Média (desvio-padrão)</b>
55+	=1 se o indivíduo tem entre 55 e 64 anos de idade	0,114
<b>Educação</b>		
non-educ	=1 se o indivíduo não tem nenhum nível de educação formal	0,048
basic 1 (categoria base)	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao 1º Ciclo do Ensino Básico (4ª classe)	0,287
basic 2	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao 2º Ciclo do Ensino Básico (6ª Classe)	0,211
basic 3	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao 3º Ciclo de Ensino Básico (9º Ano)	0,210
high school	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao Ensino Secundário (12º Ano) ou Pós-Secundário não superior	0,151
college	=1 se o nível mais elevado de educação obtido corresponde ao Ensino Superior	0,093
<b>Residência (NUTS-II)</b>		
Norte	=1 se o indivíduo trabalha na região Norte	0,328
Centro	=1 se o indivíduo trabalha na região Centro	0,102
Lisboa	=1 se o indivíduo trabalha na região de Lisboa	0,174
Alentejo	=1 se o indivíduo trabalha na região do Alentejo	0,146
Algarve	=1 se o indivíduo trabalha na região do Algarve	0,114
Açores	=1 se o indivíduo trabalha na região dos Açores	0,070
Madeira	=1 se o indivíduo trabalha na região da Madeira	0,066

Fonte: Cálculos dos autores.

## A.2.2: MODELOS *PROPORTIONAL HAZARD*

Os modelos *Proportional Hazard* assumem que o rácio da *hazard rate* entre dois indivíduos é constante para qualquer  $t$ , sendo que o risco pode não ser constante no tempo. Dito de outra forma, o risco de transição para o indivíduo A é um múltiplo do risco de transição do indivíduo B, sendo esse valor constante no tempo. Da mesma forma, o estimador de uma variável é proporcional no tempo. Por exemplo, para aqueles que têm emprego, quanto maior a antiguidade na empresa menor o risco de desemprego. Ou seja, o risco de perda de emprego não é constante no tempo. Assim, se pretendermos estimar o efeito do estado civil (ser casado, por exemplo) no risco de desemprego, usando um modelo *proportional hazard*, esse efeito é dado pelo rácio das *hazard rates* de casados e não casados, sendo este rácio constante no tempo.

A estimação de um modelo *Proportional Hazard* tem de garantir que o pressuposto de proporcionalidade é respeitado, não é violado, o que obriga a alguns ajustes na construção do modelo a estimar. O teste de resíduos de Schoenfeld permite aferir a violação do pressuposto de proporcionalidade.

Na classe dos modelos *Proportional Hazard*, a estimação pode ser feita através de: (i) modelos não paramétricos; (ii) modelos semi-paramétricos; e (iii) modelos paramétricos. Para a nossa análise foi estimado um modelo semi-paramétrico (modelo Cox). No presente estudo, foram estimados dois modelos alternativos em contexto de *competing risks*: o modelo de Cox (*cause-specific hazard*) e o modelo alternativo proposto por Fine e Gray (1999) o qual denominamos *CIF-cumulative incidence function*. Ambos foram estimados com erros padrão robustos, permitindo a correlação de observações entre indivíduos do mesmo agregado (família), mas tratando como independentes as observações entre indivíduos de diferentes famílias.

Para mais detalhes sobre modelos de duração veja-se entre outros: Cleves, Gutierrez, Gould, e Marchenko (2010); Cox (1959, 1972); Fine e Gray (1999); Jenkins (1995); Lancaster (1990); Portela e Schweinzer (2013); Sá, Dismuke, e Guimarães (2007).

## A 2.3: UMA DEFINIÇÃO ALTERNATIVA DO NÍVEL DE EDUCAÇÃO

No sentido de se compreender melhor o impacto da educação nas transições no mercado de trabalho, considerou-se uma variável educação alternativa, traduzida por uma variável binária designada por Superior que toma o valor de um para indivíduos com ensino superior e zero caso contrário.

### A. 2.3.1: TRANSIÇÃO DO EMPREGO PARA O DESEMPREGO

Os resultados mostram que os trabalhadores com o ensino superior têm 24,7% (modelo CIF) a 26,9% (modelo Cox) menor risco de perda do emprego que os trabalhadores sem formação superior, um resultado estatisticamente significativo (ver Tabela A.2.3. - 1). Analisando o resultado da interação desta variável com a variável binária Crise, verifica-se que o risco de desemprego, para os trabalhadores graduados, não foi afetado (positiva ou negativamente) durante os anos de 2009 e 2010. Contudo, o mesmo não é verdade para os trabalhadores sem formação superior, que durante os anos de 2009 e 2010 viram o seu risco de desemprego aumentar em mais de 50% (54,1% no modelo Cox) comparado com os anos anteriores.

A nova especificação da variável educação conduz às mesmas conclusões a que se tinha chegado antes: o ensino superior está associado a um menor risco de desemprego, comparativamente com os níveis de ensino mais baixos. Acresce ainda que, durante os anos de 2009 e 2010 observa-se um aumento das taxas de desemprego, tendo aumentado o risco de desemprego entre aqueles com menor educação (sem ensino superior), tendo um efeito neutro entre os trabalhadores com formação superior.

Tabela A.2.3. - 1 - Transição do Emprego para o Desemprego

Variáveis	CIF	Cox PH
Educação		
Superior	0,753*** (0,048)	0,731*** (0,047)
Não-Superior*Crise	1,541*** (0,065)	1,517*** (0,064)
Superior*Crise	1,011 (0,127)	1,002 (0,126)
<i>P</i>		
Teste PH (Schoenfeld) <sup>37</sup>		35,15
Log pseudolikelihood	-33565,92	-33350,19
AIC	67173,83	66742,38
Wald $\chi^2$	604,18***	665,57***
Observações	378944	378944
Eventos	3789	3789

Nota: O modelo estimado inclui variáveis para o sexo, estado civil, estrutura familiar, idade e taxa de desemprego. *Robust* Erro-Padrão em parêntesis. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)*, refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

Fonte: Cálculos dos autores.

Os resultados da Tabela A.2.3 mostram que os desempregados com ensino superior têm maior probabilidade de encontrar emprego que os indivíduos em situação de desemprego, sem ensino superior, sendo este resultado estatisticamente significativo. Relativamente ao efeito da crise (anos de 2009 a 2010) sobre os desempregados com formação superior, observa-se um efeito negativo sendo marginalmente significativo apenas para o modelo Cox. Para indivíduos sem ensino superior, durante os anos de 2009 e 2010 encontramos um resultado negativo e estatisticamente significativo, a 1%, de 11,6% (modelo CIF) a 13,1% (modelo Cox). Desempregados sem formação superior que tinham já uma menor probabilidade de encontrar emprego viram, nos anos de 2009 e 2010, as suas perspetivas de emprego descer ainda mais. Testada a diferença entre Ensino Superior e Não-Superior esta provou ser estatisticamente significativa a 1%.<sup>38</sup>

<sup>37</sup> PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)*, refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

<sup>38</sup> Sendo  $H_0: Superior (1 + crise) = Não Superior (1 + crise)$ , se  $crise = 1$ , a hipótese nula é rejeitada para todos os modelos a 1% de significância [modelo CIF, estatística Wald 1,01 ( $p < 0,01$ ); modelo Cox, estatística Wald 7,85 ( $p < 0,01$ ); e o modelo PCE, estatística Wald 7,93 ( $p < 0,01$ ); e o modelo Weibull, estatística Wald 9,56 ( $p < 0,01$ )].



### A. 2.3. – 2 - TRANSIÇÃO DO DESEMPREGO PARA O EMPREGO

Variáveis	CIF	Cox PH
Educação		
Superior	1,468*** (0,093)	1,482*** (0,092)
Não-Superior*Crise	0,884** (0,043)	0,869*** (0,042)
Superior*Crise	0,827 -0,101	0,812* (0,097)
<i>p</i>		
Teste PH (Schoenfeld) <sup>39</sup>		34,21
Log pseudolikelihood	-32337,30	-31383,56
AIC	64736,59	62829,11
Wald $\chi^2$	1335,61***	1070,53***
Observações	43496	43496
Eventos	3830	3830

Nota: O modelo estimado inclui variáveis para o sexo, estado civil, estrutura familiar, idade e taxa de desemprego *Robust* Erro-Padrão em parêntesis, \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)*, refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.

Fonte: Cálculos dos autores.

<sup>39</sup> PH test (Schoenfeld): *Proportional Hazard test (Schoenfeld Residuals)* refere-se ao teste de proporcionalidade com base nos resíduos de Schoenfeld.