

Uma reavaliação do retorno do investimento em educação na economia portuguesa

Maria Manuel Campos
Banco de Portugal

Hugo Reis
Banco de Portugal

Abril de 2017

Resumo

Este artigo apresenta uma descrição da evolução dos retornos *privados* do investimento em educação na economia portuguesa, ao longo do período compreendido entre 1986 e 2013. Os retornos são estimados na média e em diferentes pontos da distribuição condicional dos salários, separadamente para homens e mulheres. Os resultados obtidos apontam para a existência de retornos relativamente elevados, em particular no caso das mulheres, e para o seu aumento ao longo da distribuição de salários. Os retornos aumentaram no período de 1986 a 2013, sobretudo na década de 1990. São igualmente apresentadas estimativas para o prémio salarial associado a graus de escolaridade específicos, mostrando que os retornos são particularmente elevados no caso do ensino superior. Nas primeiras décadas em análise, em termos relativos, o prémio associado à conclusão do nono ano de escolaridade era inferior ao referente ao ensino secundário, mas no período mais recente tal diferença é negligenciável. Em suma, os resultados aqui apresentados sugerem que o investimento individual em educação continua a ser rentável. Este facto deve ser tido em conta pelos decisores de política, em conjunto com os retornos *sociais* do investimento em educação, aquando da formulação de políticas e esquemas de incentivos. (JEL: I26, J31, C21)

Introdução

Tal como formalizado em Becker (1962), a medição dos retornos *privados* do investimento em educação constitui uma peça de informação essencial no processo individual de escolha do nível ótimo de investimento. Independentemente dos possíveis retornos *sociais* do investimento em educação, a informação sobre os retornos *privados* é igualmente relevante para os decisores de política na formulação de programas e esquemas de incentivos para promover o investimento em educação.

Os retornos individuais são tipicamente medidos como o prémio salarial resultante de um ano adicional de escolaridade, com base na chamada

Agradecimentos: Os autores agradecem os comentários e sugestões de Nuno Alves, Cláudia Braz, Isabel H. Correia, Andy Garin, Miguel Gouveia, Pedro Portugal, Pedro Raposo e dos participantes num seminário do Banco de Portugal. As opiniões expressas neste artigo são as dos autores e não coincidem necessariamente com a posição do Banco de Portugal e do Eurosistema.

E-mail: mmcampos@bportugal.pt; hfreis@bportugal.pt

equação salarial de Mincer (Mincer (1974)). Existe uma vasta literatura empírica centrada nas magnitudes e fatores explicativos dos retornos do investimento em educação em economias avançadas e emergentes. Card (1999) apresenta uma revisão desta literatura. Psacharopoulos (1994), Martins e Pereira (2004), Psacharopoulos e Patrinos (2004) e Montenegro e Patrinos (2014) apresentam evidência para diferentes conjuntos de países.

A comparação com resultados obtidos para outros países da União Europeia mostra que os retornos calculados para Portugal são relativamente altos. No entanto, ao longo das últimas décadas os mesmos podem ter mudado em resultado de importantes alterações na composição educacional da mão-de-obra que, por seu turno, podem ter alterado a forma como o mercado valoriza a educação e os diferentes níveis de escolaridade. Em particular, observou-se um aumento da participação feminina nas últimas décadas, sendo que as mulheres apresentam níveis de escolaridade cada vez mais elevados do que os homens. Em termos mais gerais, a oferta de trabalhadores que completaram pelo menos o ensino secundário aumentou consideravelmente, sobretudo desde meados da década de 1990, refletindo um aumento do investimento individual em educação superior¹. Simultaneamente, verificou-se uma forte redução na percentagem de indivíduos com menos do que o nono ano de escolaridade, refletindo a implementação de legislação que aumentou a escolaridade obrigatória.

O presente artigo pretende complementar a evidência existente sobre retornos do investimento em educação em Portugal e apresentar uma descrição da forma como estes variaram desde o final da década de 1980. Em particular, são utilizados dados dos Quadros de Pessoal (QP daqui em diante) para o período 1986-2013 para estimar os retornos do investimento em educação separadamente para homens e mulheres, na média e ao longo da distribuição condicional de salários. São ainda apresentadas estimativas para o prémio salarial relativo associado a níveis específicos de escolaridade. O principal objetivo do artigo consiste em fornecer uma descrição da evolução dos retornos, não se centrando em relações de causalidade entre escolaridade e salários.

Em termos gerais, os retornos do investimento em educação são elevados, especialmente no caso das mulheres, e aumentam ao longo da distribuição de salários. A magnitude é particularmente elevada no caso dos retornos para o ensino superior. Nas primeiras décadas em análise, em termos relativos, os retornos associados à conclusão do nono ano situavam-se acima dos obtidos

1. Note-se que, apesar das grandes mudanças ocorridas na economia portuguesa ao longo das últimas décadas, a percentagem de trabalhadores com pelo menos o ensino secundário completo permanece uma das mais baixas da União Europeia. De acordo com dados do Inquérito ao Emprego disponibilizados pelo Eurostat, em 2016, 46,8 por cento dos indivíduos empregados em Portugal tinha completado o ensino secundário ou superior. Este valor compara com 73,4 por cento no conjunto da União Europeia.

no caso do ensino secundário. No período mais recente esta diferença é negligenciável, sendo um padrão consistente com o tipicamente observado em economias avançadas (Montenegro e Patrinos (2014)). A análise detalhada neste artigo permite identificar algumas exceções a estas conclusões gerais.

Os resultados aqui apresentados são coerentes com estudos anteriores aplicados à economia portuguesa. Vieira (1999) usou dados dos QP no período 1982-1992 e concluiu que os retornos da educação se situam em cerca de 7 por cento na média da distribuição dos salários. Tendo em conta que as estimativas convencionais baseadas na equação de Mincer podem ser afetadas pelo chamado "*ability bias*"², Vieira (1999) tentou minimizar esta fonte de enviesamento usando variáveis instrumentais. Mais concretamente, o autor utiliza as alterações na legislação relativa à escolaridade obrigatória como uma fonte exógena de variabilidade nos níveis de escolaridade individuais. Esta metodologia conduz à obtenção de estimativas mais baixas - mas ainda assim positivas - para os retornos. Sousa *et al.* (2015) também se centraram apenas na estimação dos retornos na média da distribuição através da versão tradicional da equação de Mincer. Usando também os dados dos QP para o período 1986-2009, estes autores obtiveram no último ano da amostra retornos de 10,0 por cento no caso dos homens e próximos de 10,5 por cento no caso das mulheres. Sousa *et al.* (2015) também utilizaram variáveis instrumentais e apresentam resultados com base em três instrumentos diferentes: alterações na escolaridade obrigatória, trimestre de nascimento e o nível médio de escolaridade por região no ano em que o indivíduo entra na escola. Neste caso, as estimativas dos retornos do investimento em educação situam-se abaixo das obtidas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), mas a sua evolução ao longo do tempo é semelhante.

Existem igualmente estudos que avaliam os retornos em diferentes pontos da distribuição dos salários e não apenas na média. Machado e Mata (1998), usando dados dos QP para o período 1982-1994, obtiveram retornos entre 4 e 11 por cento, respetivamente na parte mais baixa e mais alta da distribuição (e de cerca de 7 por cento na média). Resultados semelhantes são apresentados em Hartog *et al.* (2001). Contudo, no último caso, os autores consideraram um conjunto mais alargado de regressores, o que resulta em retornos ligeiramente mais baixos do que os apresentados em Machado e Mata (1998). Martins e Pereira (2004) apresentam igualmente estimativas dos retornos em pontos diferentes da distribuição. Com base nos dados dos QP de 1995, estes autores obtiveram também retornos crescentes ao longo da distribuição (6,5 e 14,5 por cento, respetivamente na aba esquerda e na aba direita da distribuição).

Alves *et al.* (2010) e Portugal (2004) apresentam estimativas do prémio associado ao ensino superior. Em ambos os casos, os autores encontraram

2. O "*ability bias*" surge quando determinados atributos individuais que estão correlacionados com o nível salarial e com o nível de escolaridade não são tidos em conta nas regressões.

retornos positivos e significativos que beneficiam indivíduos com o ensino superior (relativamente a outros sem o mesmo grau de escolaridade). Alves *et al.* (2010) apresentam igualmente estimativas dos retornos para o ensino superior em diferentes pontos da distribuição e com base em dados dos QP para 1982, 1995 e 2006. No último ano, os retornos situam-se entre 45 e quase 100 por cento, respetivamente no quantil mais baixo e no mais alto da distribuição.

Destaque-se que na presente análise não se recorre a métodos de variáveis instrumentais ou *control function* para estimar os retornos *privados* do investimento em educação. As estimativas baseadas nestes métodos dependem muito da sub-amostra cujo nível de escolaridade é afetado pela variação do instrumento escolhido. Assim, diferentes instrumentos resultam em diferentes estimativas dos retornos da educação, conduzindo a diferentes interpretações (Imbens e Angrist (1994)). Adicionalmente, pretende-se com este artigo fornecer uma visão global da evolução dos retornos no período 1986-2013 e, tal como evidenciado em Sousa *et al.* (2015), a evolução ao longo do tempo não se altera com a utilização de estimativas por variáveis instrumentais.

Finalmente, importa enfatizar que o presente artigo se centra apenas nos retornos *privados* (ou individuais) para a educação e não aborda a questão dos retornos *sociais*. Estes resultam da existência de externalidades positivas (incluindo o aumento da produtividade do trabalho, a redução de taxas de criminalidade, a melhoria das condições de saúde, a redução das taxas de mortalidade, ou a promoção de níveis mais elevados de cidadania ou melhores decisões de voto - ver Lochner (2011) para uma revisão completa). A avaliação destes efeitos excede o âmbito do presente estudo.

O artigo encontra-se organizado da seguinte forma: a Secção 2 apresenta a fonte dos dados e descreve-os. A Secção 3 descreve o quadro teórico subjacente às estimações apresentadas no artigo, enquanto a Secção 4 descreve a estratégia seguida para as implementar empiricamente. A Secção 5 elenca os principais resultados do artigo. Finalmente, a Secção 6 apresenta as conclusões e uma discussão das suas implicações em termos de política de educação.

Descrição dos dados

Os dados utilizados na presente análise são retirados dos QP, uma base de dados com informação para trabalhadores e empregadores que inclui um número de identificação pessoal que permite seguir os indivíduos ao longo do tempo. A informação constante dos QP baseia-se num inquérito de resposta obrigatória conduzido anualmente pelo Ministério do Trabalho e da Segurança Social. Os dados cobrem todos os estabelecimentos que pagam salários no setor empresarial. Assim, não incluem as administrações públicas, pessoal militar, empregados por conta própria e trabalhadores

domésticos. O questionário cobre características dos trabalhadores e das empresas. Em relação aos primeiros, inclui informação sobre o sexo, idade, nível de escolaridade, ocupação, setor de atividade, antiguidade na empresa e salários, entre outras dimensões. Na presente análise são utilizados dados para o período de 1986 a 2013 (com exceção de 1990 e 2001 cujos dados não estão disponíveis) para uma sub-amostra constituída por empregados a tempo inteiro e a tempo parcial com idade compreendida entre os 16 e 65 anos.

Os salários são definidos como a soma de todos os rendimentos regulares do trabalho (incluindo o salário-base, o pagamento de horas extraordinárias e outros recebimentos regulares). Os salários por hora são calculados tendo em conta o número total de horas trabalhadas, incluindo o tempo suplementar. Os salários reais são calculados com base no Índice de Preços no Consumidor (IPC) tomando como base o ano de 1986. Nos QP, o nível de escolaridade é dado por uma variável categórica que reporta o nível mais elevado concluído pelo indivíduo³. Foi igualmente criada uma variável adicional que fornece informação sobre o número mínimo de anos necessários para completar o nível mais elevado reportado na base de dados.

O Quadro 1 descreve de forma breve os dados para alguns dos anos analisados neste artigo. O quadro mostra um aumento significativo do nível médio de escolaridade, de 5,6 para 9,9 anos, respetivamente em 1986 e 2013. Esta evolução reflete uma forte redução na percentagem de trabalhadores com os níveis de escolaridade mais baixos por contrapartida de um aumento significativo da percentagem de trabalhadores que completaram o ensino secundário ou superior (Gráfico 1).

Esta evolução foi particularmente notória no caso dos trabalhadores do sexo feminino. As mulheres são em média mais escolarizadas do que os homens, uma característica que está patente ao longo de todo o período em análise mas que se reforçou na última década. Em particular, a percentagem de mulheres com um grau universitário aumentou de 2,3 por cento em 1986 para 22,0 por cento em 2013 (painel D do Gráfico 1).

Apesar do nível de escolaridade mais elevado, os dados dos QP mostram que em média as mulheres ganham menos do que os homens (Gráfico 2). Contudo, embora se tenham registado aumentos reais de salário semelhantes para os dois sexos na primeira metade do período amostral, desde 2000 que os salários das mulheres têm crescido mais do que os dos homens (Gráfico 3). Tal como enfatizado em Cardoso *et al.* (2016), esta evolução pode ser explicada por um efeito de composição associado ao elevado nível de escolaridade das mulheres que têm vindo a entrar no mercado de trabalho. Com efeito, os salários de mulheres com o ensino superior, que representam uma parte cada

3. Concretamente, para a presente análise considera-se para cada indivíduo a moda dos valores reportados ao longo do painel.

		1986	1991	1996	2000	2005	2010	2013
Mulheres	Educação (anos)	5.73 [3.42]	6.54 [3.57]	7.37 [3.84]	8.16 [4.05]	9.17 [4.26]	10.09 [4.38]	10.39 [4.38]
	Idade (anos)	32.34 [10.2]	32.24 [10.26]	34.18 [10.15]	35.08 [10.15]	36.56 [10.17]	38.06 [10.31]	39.37 [10.21]
	Antiguidade (anos)	8.55 [7.15]	7.34 [7.83]	7.77 [7.98]	7.21 [7.97]	7.21 [7.66]	7.61 [7.92]	8.53 [8.2]
	Nº. obs.	327,634	467,428	584,109	714,836	836,568	923,898	901,793
	% of total	33.1	36.7	39.9	41.5	42.2	45.2	47.3
Homens	Educação (anos)	5.50 [3.33]	6.17 [3.5]	6.89 [3.7]	7.40 [3.81]	8.18 [3.96]	9.03 [4.08]	9.45 [4.08]
	Idade (anos)	36.30 [11.65]	36.35 [11.74]	36.88 [11.32]	37.27 [11.16]	37.79 [10.84]	39.01 [10.68]	39.92 [10.5]
	Antiguidade (anos)	9.56 [8.05]	8.93 [8.71]	8.84 [8.62]	8.11 [8.52]	7.73 [8.07]	8.14 [8.27]	8.89 [8.54]
	Nº. obs.	662,723	806,480	880,628	1,009,561	1,144,560	1,118,236	1,003,012
	% do total	66.9	63.3	60.1	58.5	57.8	54.8	52.7
Total	Educação (anos)	5.6 [3.36]	6.31 [3.53]	7.08 [3.76]	7.71 [3.93]	8.60 [4.12]	9.51 [4.25]	9.9 [4.25]
	Idade (anos)	34.99 [11.35]	34.84 [11.39]	35.80 [10.95]	36.36 [10.8]	37.27 [10.58]	38.58 [10.53]	39.66 [10.37]
	Antiguidade (anos)	9.23 [3.36]	8.34 [3.53]	8.42 [3.76]	7.73 [3.93]	7.51 [4.12]	7.90 [4.25]	8.72 [4.25]
	Nº. obs.	990,357	1,273,908	1,464,737	1,724,397	1,981,128	2,042,134	1,904,805

QUADRO 1. Estatísticas descritivas.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Exceto quando referido o contrário, o quadro apresenta os valores médios (desvios-padrão entre parêntesis). A variável "antiguidade" diz respeito ao número de anos de trabalho na empresa atual.

vez maior da amostra, cresceram em média acima dos salários de homens com o mesmo nível de escolaridade (Gráfico 4).

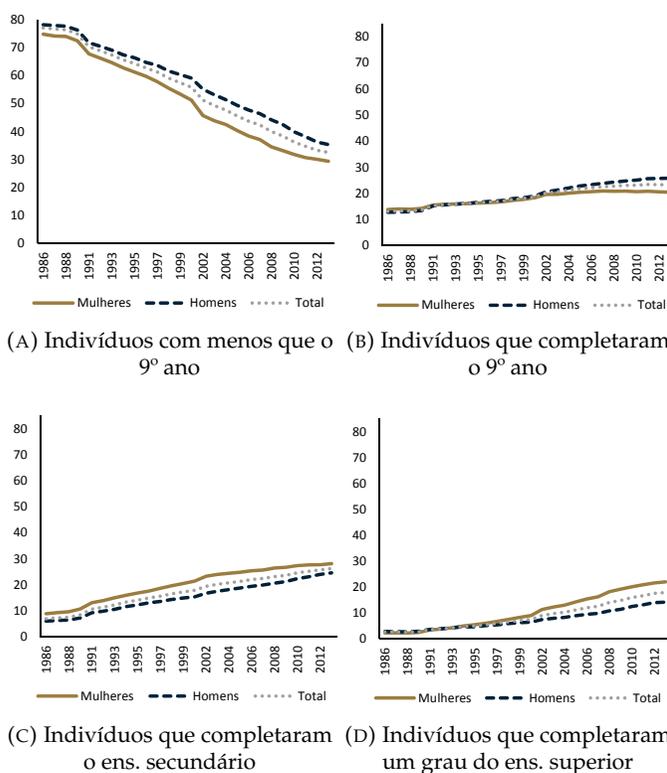


GRÁFICO 1: Trabalhadores por nível de escolaridade (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

O Gráfico 5 mostra o salário real médio por nível de escolaridade ao longo do período de 1986 a 2013. Como expectável, o salário aumenta com o nível de educação, sendo que as diferenças entre trabalhadores que completaram o ensino superior e trabalhos menos escolarizados são particularmente relevantes. Este diferencial alargou-se até 1995, permaneceu relativamente constante até meados dos anos 2000 e, mais recentemente, tem vindo a diminuir.

O Gráfico 5 ilustra também que, enquanto no final da década de 1980 os salários dos indivíduos que não tinham o nono ano eram consideravelmente inferiores aos dos trabalhadores que o tinham concluído, esta diferença quase desaparece no período mais recente. Em contrapartida, enquanto no início do período em análise os salários reais médios de trabalhadores com o nono ano eram semelhantes aos auferidos por trabalhadores com o ensino secundário, o diferencial entre os dois grupos tem-se acentuado desde os anos 1990.

Quer no caso dos homens, quer das mulheres, a distribuição dos salários deslocou-se para a direita e tornou-se menos comprimida do que no final

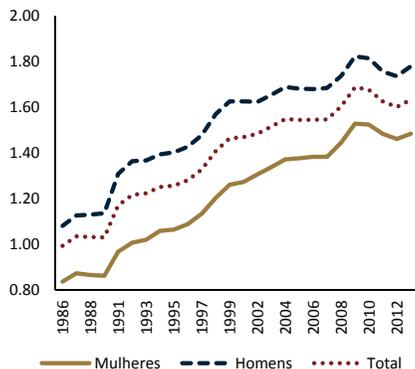


GRÁFICO 2: Salário médio real por hora (em euros).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: O gráfico ilustra o salário médio real por hora em cada um dos anos cobertos pelos QP (deflacionados usando o IPC com 1986 como ano-base).

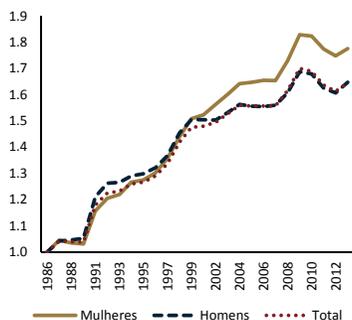


GRÁFICO 3: Crescimento real dos salários (índice 1986=1).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

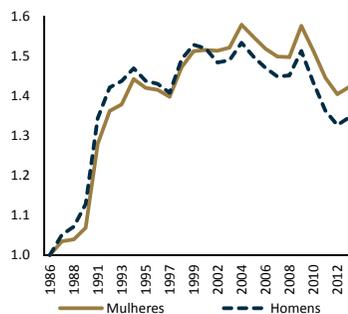


GRÁFICO 4: Crescimento real dos salários de trabalhadores com o ens. superior (índice 1986=1).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

dos anos 1980 (para mais detalhes ver o Apêndice A). Este aumento da desigualdade foi particularmente notório na aba direita da distribuição e até meados da década de 1990, tendo o nível de desigualdade salarial permanecido estável desde então. Note-se que a distribuição dos salários é menos comprimida no caso dos indivíduos com níveis de escolaridade mais baixos.

A composição do nível de escolaridade dos indivíduos nos diferentes pontos da distribuição mudou consideravelmente ao longo do período compreendido entre 1986 e 2013. Enquanto no início a percentagem de trabalhadores com o ensino superior (ou até mesmo o ensino secundário)

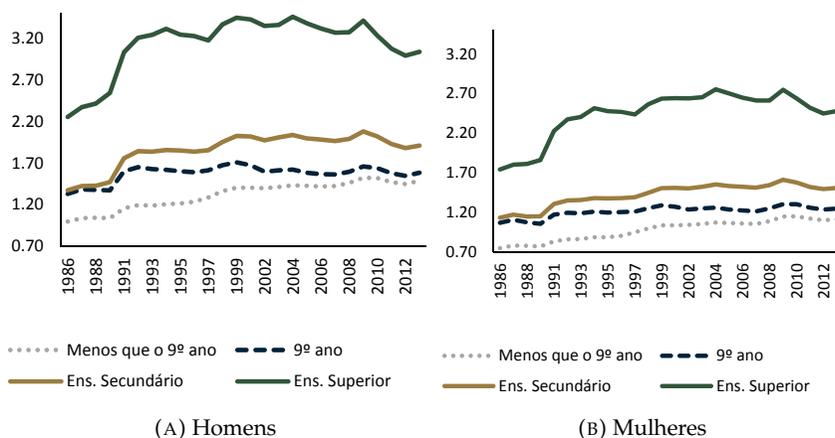


GRÁFICO 5: Salário médio por hora, por nível de escolaridade.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

com salários abaixo da mediana era reduzida, a mesma aumenta significativamente quando se consideram os dados de 2013 (Gráfico 6). Embora esta evolução tenha subjacente uma série de outras alterações na composição do emprego privado e da estrutura productiva da economia portuguesa, pode também ser interpretada como um indício de sobre-educação.

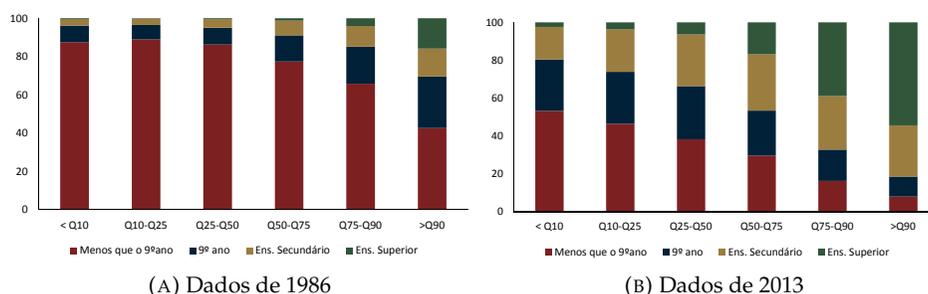


GRÁFICO 6: Composição do nível de escolaridade da distribuição dos salários.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Enquadramento teórico

Becker (1962) foi pioneiro na aplicação da teoria da utilidade à decisão individual sobre o nível de investimento em educação. No quadro teórico que

desenvolveu, os aumentos pecuniários associados ao grau de escolaridade são uma componente-chave na escolha individual do nível de investimento em capital humano. Em particular, os agentes escolhem o número ótimo de anos de escolaridade que permite maximizar o valor atualizado dos rendimentos futuros, líquidos dos custos incorridos. Trata-se de um problema de otimização em que os indivíduos continuam a investir em níveis de escolaridade adicionais até ao ponto em que os benefícios marginais igualam os custos marginais.

Mincer (1974) propôs uma aproximação empírica à vertente dos benefícios neste problema de otimização individual. Em particular, a chamada equação tradicional de Mincer corresponde a:

$$\ln y_i = \alpha + \beta S_i + \lambda_1 Exp_i + \lambda_2 Exp_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde β corresponde ao retorno pecuniário associado a um ano adicional de educação e Exp diz respeito à experiência do indivíduo no mercado de trabalho. Tal como a generalidade da literatura sobre a relação entre salários e escolaridade, o presente artigo também se baseia na equação de Mincer para estimar os retornos do investimento em educação.

Note-se que Card (1999) enfatizou que a decisão sobre o investimento em educação depende de preferências individuais e, como tal, está sujeita a heterogeneidade individual, quer no que se refere aos retornos marginais (decorrente por exemplo de diferenças nas aptidões individuais), quer no que respeita aos custos (incluindo diferenças nas taxas de substituição entre escolaridade associadas, por exemplo, a diferentes níveis de acesso a fontes de financiamento ou gostos pessoais).

Estratégia empírica

O presente artigo estima os retornos do investimento em educação com base em regressões de salários de Mincer, semelhantes à Equação (1). As regressões são levadas a cabo separadamente em cada um dos anos cobertos pelos QP. Assume-se que o impacto da educação no salário é homogéneo, afetando da mesma forma os salários de todos os indivíduos: $\beta_i = \beta_1 = \dots = \beta_N$, para todo o $i = 1, \dots, N$.

Adicionalmente, toma-se a idade dos indivíduos como *proxy* para a experiência total no mercado de trabalho e, em linha com Mincer (1974), considera-se também um polinómio de segunda ordem. As regressões incluem um conjunto de outros regressores: a antiguidade do indivíduo na empresa atual (também sob a forma de um polinómio de segunda ordem), o logaritmo da dimensão da empresa e, quando as regressões são aplicadas conjuntamente a homens e mulheres, uma variável binária para o género (igual a um no caso dos homens).

No sentido de tornar a estimação mais flexível, as regressões são igualmente aplicadas separadamente às sub-amostras constituídas por homens e mulheres, usando o mesmo conjunto de regressores com exceção da variável binária para o género⁴.

Retorno decorrente de um ano de escolaridade adicional

A especificação base corresponde a

$$\ln y_i = \alpha + \beta S_i + \lambda_1 idade_i + \lambda_2 idade_i^2 + \mathbf{x}_i^T \gamma + \varepsilon_i \quad (2)$$

onde y_i corresponde ao salário real por hora do indivíduo (deflacionado com o IPC tomando 1986 como o ano-base) e S_i representa o número mínimo de anos necessário para completar o nível de escolaridade mais elevado reportado pelo indivíduo. Assim, o coeficiente β é o parâmetro de interesse, representando o aumento percentual no salário por hora que resulta de um ano adicional de escolaridade. Este coeficiente é estimado inicialmente pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS). O vetor \mathbf{x}_i inclui o conjunto de características observáveis acima referidas e as estimativas para os parâmetros incluídos no vetor γ medem o respetivo impacto marginal sobre y_i . Finalmente, o impacto marginal da idade é dado por $\lambda_1 + 2 * \lambda_2 idade_i$, onde $idade_i$ corresponde à idade do trabalhador.

Apesar de a presente análise assentar numa hipótese de efeitos homogêneos, assume-se alguma heterogeneidade nos retornos ao permitir que os mesmos variem consoante a posição dos indivíduos ao longo da distribuição condicional de salários. Em particular, a especificação-base é igualmente aplicada no quadro de regressão de quantis proposta por Koenker e Bassett (1978). Assim, permite-se que os regressores afetem a forma da distribuição condicional dos salários, bem como o respetivo comportamento nas abas. Esta metodologia implica

$$\ln y_i = \alpha_\theta + \beta_\theta S_i + \lambda_{1,\theta} idade_i + \lambda_{2,\theta} idade_i^2 + \mathbf{x}_i^T \gamma_\theta + \varepsilon_{\theta,i}, \quad (3)$$

onde θ representa diferentes quantis da distribuição condicional dos salários por hora: $\theta = \{0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 0.9\}$. Deste modo, β_θ corresponde ao retorno percentual associado a um ano de escolaridade adicional no quantil θ da distribuição do logaritmo do salário por hora, condicional no conjunto de características observáveis dos indivíduos incluído na regressão. Por

4. Com o objetivo de aferir a robustez das estimativas, foram realizadas regressões controlando adicionalmente para o setor de atividade e a distrito da empresa atual do indivíduo. Este procedimento conduz a uma redução da magnitude do coeficiente associado ao nível de escolaridade, mas não altera a sua evolução ao longo do tempo (Apêndice B).

permitirem avaliar os retornos da educação em diferentes quantis, os resultados obtidos com base nesta metodologia complementam a informação fornecida pelo OLS, a qual se refere à média da distribuição.

Retorno associado a níveis de escolaridade específicos

Para além da especificação-base, considera-se igualmente uma especificação alternativa em que o nível máximo de escolaridade completado é incluído sob a forma de variável categórica:

$$\ln y_i = \alpha + \sum_{j=2}^4 \beta_j E_{j,i} + \lambda_1 idade_i + \lambda_2 idade_i^2 + \mathbf{x}_i^T \gamma + \varepsilon_i, \quad (4)$$

onde $E_{j,j} = \{1, 2, 3, 4\}$ são variáveis-indicador que assumem o valor um no caso dos indivíduos que reportam ter completado os seguintes níveis de escolaridade: 1) menos do que o nono ano; 2) nono ano; 3) ensino secundário; e 4) ensino superior. A primeira categoria é omitida nas regressões. Neste caso, cada um dos $\beta_j, j > 1$, corresponde ao prémio salarial que beneficia os indivíduos que completaram o nível de escolaridade j face a indivíduos comparáveis que tenham um nível de escolaridade inferior ao nono ano ($j = 1$). Esta especificação é igualmente implementada no quadro de regressão de quantis:

$$\ln y_i = \alpha_\theta + \sum_{j=2}^4 \beta_{\theta,j} E_{j,i} + \lambda_{1,\theta} idade_i + \lambda_{2,\theta} idade_i^2 + \mathbf{x}_i^T \gamma_\theta + \varepsilon_{\theta,i}, \quad (5)$$

Tal como enfatizado em Card (2001), estimativas de retornos do investimento em educação baseadas em equações de Mincer podem ser afetadas por dois tipos de enviesamento. Por um lado, podem existir erros na medição do nível de escolaridade dos indivíduos, o que resulta num enviesamento negativo do parâmetro β . Embora não seja possível excluir a possibilidade de ocorrência de erros de medida, assume-se que a utilização de uma base de dados administrativa faz com que tais casos sejam negligenciáveis na amostra.

A segunda fonte de enviesamento das estimativas está relacionada com o facto de não serem tidas em conta todas as características individuais, observáveis ou não, que podem afetar os salários. Como tal, o impacto destas características é captado pelo termo de erro ε_i . Se as mesmas também afetarem o nível de escolaridade dos indivíduos geram um problema de endogeneidade e o estimador OLS é inconsistente. Uma vez que por definição as equações de Mincer não têm em conta o impacto nos salários e no nível de escolaridade de capacidades individuais inatas não observadas, $\hat{\beta}$ tende a sobre-estimar β (trata-se do chamado "ability bias"). Dado que o objetivo da presente

análise é apresentar uma descrição da evolução dos retornos do investimento em educação no período 1986-2013 e não avaliar relações de causalidade, não são aplicados métodos como variáveis instrumentais ou *control function*. Adicionalmente, as estimativas baseadas nestes métodos dependem em larga medida das características da sub-amostra cujo nível de escolaridade é afetado pela variação dos instrumentos escolhidos (Imbens e Angrist (1994)).

Resultados

Retorno decorrente de um ano de escolaridade adicional

O Gráfico 7 apresenta as estimativas do retorno do investimento em educação obtidas por OLS a partir da especificação (2), em cada um dos anos cobertos pelos QP⁵.

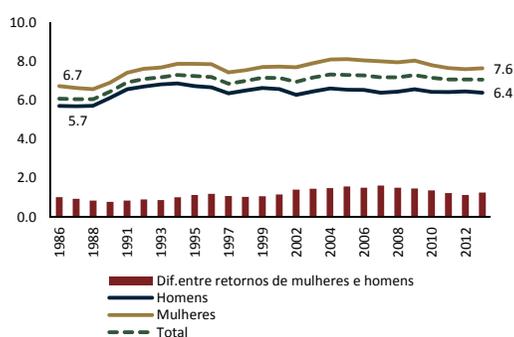


GRÁFICO 7: Retornos associados a um ano de escolaridade adicional (obtidos por OLS).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: O gráfico ilustra o coeficiente associado a S_i estimado por OLS a partir da especificação (2). Os coeficientes são significativos a 1%.

O gráfico evidencia que os retornos associados a um ano de escolaridade adicional são positivos quer no caso dos homens, quer das mulheres. No último caso, os retornos são ligeiramente superiores, ao longo de todo o

5. Todos os coeficientes são significativos. O Quadro B.1 no Apêndice B apresenta o conjunto completo dos resultados obtidos para anos selecionados. Os resultados obtidos para a totalidade do período 1986-2013, incluindo os obtidos separadamente para homens e mulheres, estão disponíveis mediante pedido aos autores. O Quadro B.1 inclui ainda os resultados da estimação da especificação (2) incluindo regressores que controlam para o setor de atividade e o distrito. A introdução destes regressores adicionais conduz à diminuição da magnitude dos retornos da educação, mas as conclusões relativas à sua evolução ao longo do tempo não se alteram.

período em análise. Para as mulheres, em 2013, estima-se que um ano de escolaridade adicional resulte, em média, num incremento de 7,6 por cento no salário por hora, enquanto para os homens a estimativa se situa em 6,4 por cento. O diferencial entre os dois géneros é estatisticamente significativo ao longo do período e permaneceu relativamente constante. Ao longo do tempo, observou-se um ligeiro aumento dos retornos para ambos os géneros. Este aumento foi particularmente notório durante a década de 1990, enquanto em décadas mais recentes os retornos permaneceram relativamente invariantes. Ainda assim, verifica-se uma ligeira queda desde 2009⁶.

Os resultados ilustrados no Gráfico 7 referem-se a estimativas dos retornos associados a um ano de escolaridade adicional na média da distribuição condicional de salários. Estes resultados podem, contudo, ocultar importantes diferenças ao longo da distribuição. Com recurso à regressão de quantis, o Gráfico 8 mostra que a magnitude das estimativas para os retornos do investimento em educação varia consideravelmente ao longo da distribuição. Por exemplo, os resultados apontam para prémios salariais de 3,1 e 8,8 por cento no primeiro e no nono decil da distribuição, respetivamente (6,4 por cento na média). Este resultado aplica-se a ambos os sexos, mas é particularmente notório no caso das mulheres.

As estimativas apresentadas no Gráfico 8 mostram ainda que o aumento dos retornos ao longo do período em análise se verifica apenas no caso dos indivíduos com salários acima do percentil 25 da distribuição. Na aba esquerda da distribuição, os retornos estimados para 2013 são mais baixos do que os obtidos com os dados de 1986. Adicionalmente, até 2003, o facto de os retornos serem mais altos no caso das mulheres apenas se verifica acima do primeiro decil da distribuição⁷.

A comparação entre os retornos do investimento em educação estimados em diferentes pontos da distribuição fornece uma medida da respetiva dispersão (Gráfico 9). Em primeiro lugar, esta comparação evidencia que, em geral, os retornos são mais dispersos no caso das mulheres. A desigualdade nos retornos alargou-se quer para os homens, quer para as mulheres ao longo do período 1986-2013, mas este facto é sobretudo evidente no caso das mulheres e no início da década de 1990. Este resultado parece decorrer da evolução registada na aba esquerda da distribuição condicional dos salários, uma vez que nos quantis mais altos a desigualdade nos retornos permaneceu relativamente constante. Adicionalmente, a variabilidade dos retornos é mais reduzida entre indivíduos com salários mais altos do que na aba inferior da distribuição.

6. Testes de significância mostram que esta queda, embora de pequena magnitude, é estatisticamente significativa.

7. Note-se que as diferenças entre os retornos estimados com base nos dados de 1986 e 2013 são estatisticamente significativas.

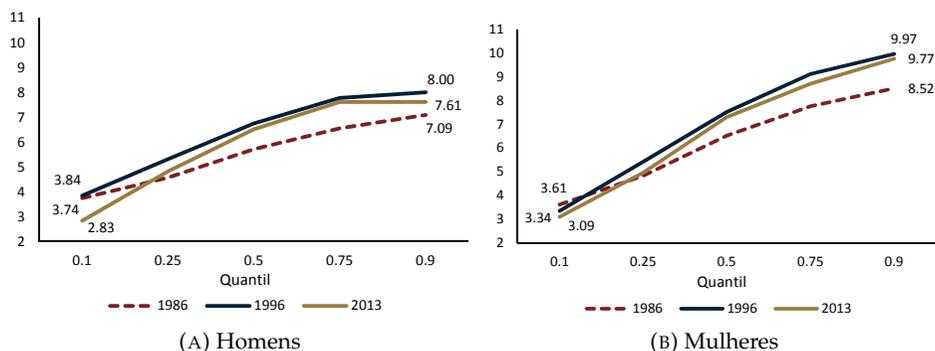


GRÁFICO 8: Retornos do investimento em educação ao longo da distribuição de salários (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: Os gráficos ilustram o aumento percentual no salário que decorre de um ano de escolaridade adicional, com base em regressões de quantis a partir da especificação (3). Para detalhes adicionais, ver Apêndice B.

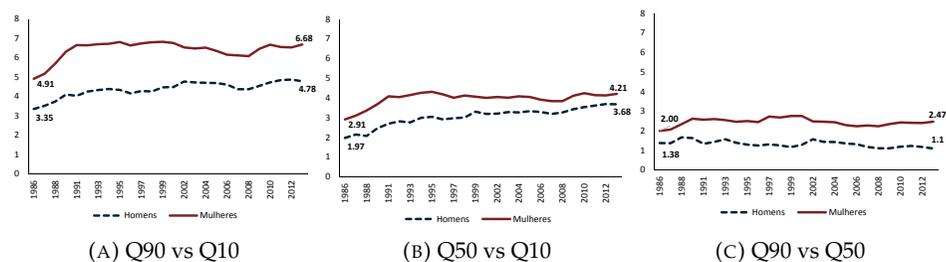


GRÁFICO 9: Dispersão dos retornos do investimento em educação.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: Os gráficos ilustram o diferencial entre os retornos do investimento em educação estimados em diferentes pontos da distribuição dos salários.

Retorno associado a níveis de escolaridade específicos

O recurso às especificações (4) e (5) permite avaliar o prémio salarial associado a níveis de escolaridade específicos. Neste caso, os coeficientes β_j , $j = \{2, 3, 4\}$, representam o incremento salarial decorrente de concluir o nível j por oposição a completar um nível inferior ao nono ano (correspondente ao nível de escolaridade $j = 1$, a categoria omitida nas regressões). No entanto, a variável de interesse para a análise diz respeito ao incremento salarial face ao nível imediatamente anterior. Assim, apresenta-se no Gráfico 10 a diferença entre os coeficientes estimados com base na especificação (4):

$$r_{9^{\circ}ano} = \beta_2$$

$$r_{Ens. secundário} = \beta_3 - \beta_2$$

$$r_{Ens. superior} = \beta_4 - \beta_3$$

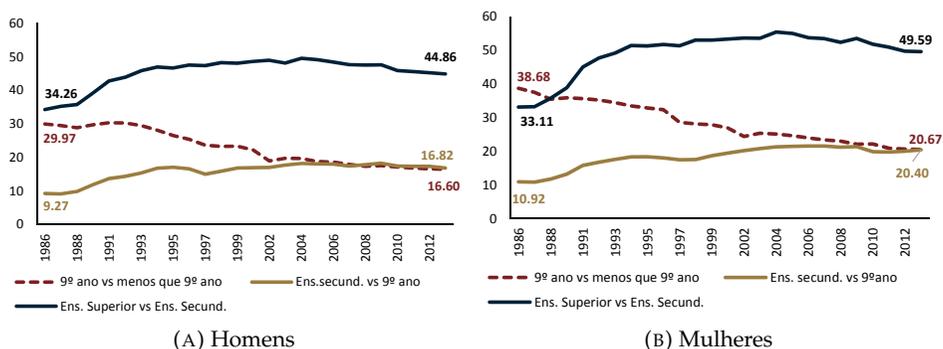


GRÁFICO 10: Retornos por nível de escolaridade, na média da distribuição de salários (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: Os gráficos ilustram o prémio salarial percentual associado a cada nível de escolaridade, medido em termos relativos face ao grau imediatamente anterior. Para mais detalhes, ver o Apêndice B.

Em primeiro lugar, o Gráfico 10 confirma que as mulheres beneficiam de retornos do investimento em educação mais elevados do que os homens, exceto no que se refere ao prémio relativo associado ao ensino superior face ao ensino secundário nos primeiros anos em análise. O gráfico mostra ainda que o aumento ao longo do tempo documentado na subsecção anterior é largamente explicado pela evolução do prémio associado ao ensino superior. Com efeito, no início do período amostral estima-se que a conclusão de um grau universitário implicasse para os trabalhadores do sexo masculino um prémio de 34,3 por cento em relação à conclusão do ensino secundário. No caso das mulheres, este prémio situa-se em 33,1 por cento. Os resultados obtidos com base nos QP de 2013 sugerem que os homens detentores de um curso superior beneficiam de um prémio salarial de 44,9 por cento face a trabalhadores comparáveis com apenas o ensino secundário. No caso das mulheres, o prémio corresponde a 49,6 por cento.

No que se refere aos trabalhadores com o ensino secundário, os resultados apontam para um aumento do prémio em relação aos que concluíram o nono ano entre 1986 e 2013, mas o mesmo permanece significativamente abaixo do estimado para os que completaram o ensino superior: 16,8 por cento para os homens e 20,4 por cento para as mulheres. Este aumento do prémio relativo associado ao ensino superior e ao ensino secundário verificou-se num contexto de alargamento do conjunto de trabalhadores que concluíram estes

graus de escolaridade, sugerindo que tal evolução decorreu de um aumento da procura por este tipo de mão-de-obra.

Em termos relativos, o prémio associado ao ensino superior aumentou consideravelmente na primeira metade da década de 1990 - sobretudo no caso das mulheres - e permaneceu estável até 2009. A partir deste ano observa-se uma queda na respetiva magnitude. Para o período mais recente, os resultados para o ensino superior mostram ainda que para os trabalhadores mais jovens os retornos do investimento em educação são relativamente mais baixos e diminuíram mais do que o observado na amostra completa (Gráfico 11).

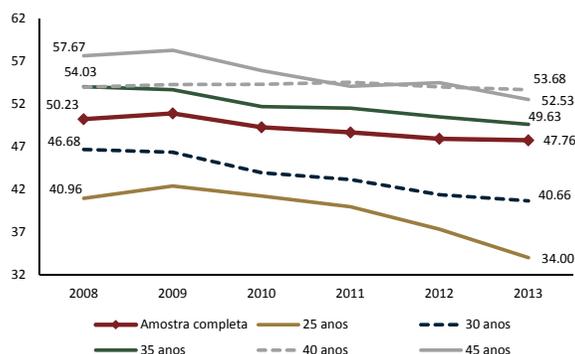


GRÁFICO 11: Retornos associados ao ensino superior por idade (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: O gráfico ilustra o prémio salarial associado aos trabalhadores que concluíram o ensino superior, medido em termos relativos face aos que terminaram o ensino secundário. As estimativas foram obtidas conjuntamente para as sub-amostras dos homens e das mulheres.

Finalmente, importa destacar a significativa redução do prémio associado à conclusão do nono ano. No final da década de 1980, este era muito semelhante ao prémio relativo associado ao ensino superior (no caso das mulheres, era mesmo mais elevado). Desde então, verifica-se uma diminuição do prémio associado ao nono ano e a estimativa obtida em 2013 corresponde a cerca de metade da obtida em 1986. Esta evolução é consistente com o padrão tipicamente observado nas economias avançadas (Montenegro e Patrinos (2014)).

A redução do prémio associado à conclusão do nono ano ocorreu no contexto de um aumento da percentagem de indivíduos para os quais este é o nível de escolaridade máximo (e uma marcada redução na percentagem daqueles que reportam ter completado menos do que o nono ano). Esta evolução, ilustrada no Gráfico 12, pode resultar da extensão da escolaridade obrigatória do sexto para o nono ano, em 1986. Esta alteração legislativa aplicou-se apenas a indivíduos nascidos a partir de 1980 que começam a surgir nos QP a partir de 1996.

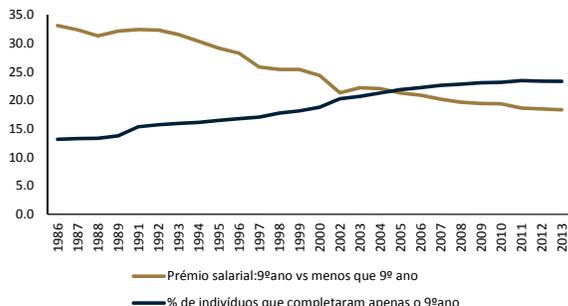


GRÁFICO 12: Retornos associados à conclusão do 9º ano *vs.* percentagem de indivíduos que completaram apenas o 9º ano.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

No entanto, mesmo os indivíduos nascidos antes de 1980 e que em 1986 ainda estavam matriculados podem ter antecipado que o mercado passaria a valorizar a conclusão do nono ano e, como tal, decidiram permanecer na escola - quer seja apenas para completar o nono ano ou para concluir um nível de escolaridade mais elevado como forma de diferenciação. Este tipo de comportamentos resultaria num decréscimo da percentagem de indivíduos com menos do que o nono ano mesmo antes da entrada dos primeiros afetados pelo aumento da escolaridade obrigatória no mercado de trabalho. Embora não seja possível estabelecer uma relação de causalidade entre este decréscimo e a queda dos retornos associados ao nono ano, *ceteris paribus*, um aumento do número de trabalhadores que concluíram este grau de escolaridade resultaria, em princípio, numa evolução semelhante. Assim, a redução do prémio associado à conclusão do nono ano pode ter resultado de alterações do lado da oferta. Adicionalmente, esta evolução pode ter sido reforçada por efeitos de seleção. Em particular, é provável que os indivíduos que deixaram a escola após concluir o nono ano no período mais recente detenham características diferentes daqueles que o fizeram há algumas décadas e que tais características determinem retornos mais baixos para o mesmo nível de escolaridade (por exemplo, é expectável que os indivíduos que mais recentemente abandonaram a escola depois do nono ano possuam menos capacidade inatas ou tenham enquadramentos familiares menos favoráveis).

Os resultados das regressões de quantis a partir da especificação (5), apresentados no Gráfico 13, mostram que, no caso das mulheres, o prémio relativo associado ao ensino superior aumenta ao longo da distribuição. No caso dos trabalhadores do sexo masculino, tal conclusão apenas se aplica abaixo do nono decil. O Gráfico 13 sugere ainda que o aumento do retorno relativo associado a um grau universitário se verifica ao longo de toda a distribuição, sendo, contudo, particularmente evidente na aba direita da

distribuição e no caso das mulheres. No que se refere à já referida queda na magnitude dos retornos a partir de 2009, a mesma parece resultar da evolução registada na aba esquerda da distribuição. Finalmente, no que diz respeito aos prémios relativos associados ao ensino secundário e ao nono ano, a sua evolução média decorre dos desenvolvimentos verificados na aba direita, uma vez que nos quantis abaixo da mediana tais prémios permaneceram virtualmente inalterados.

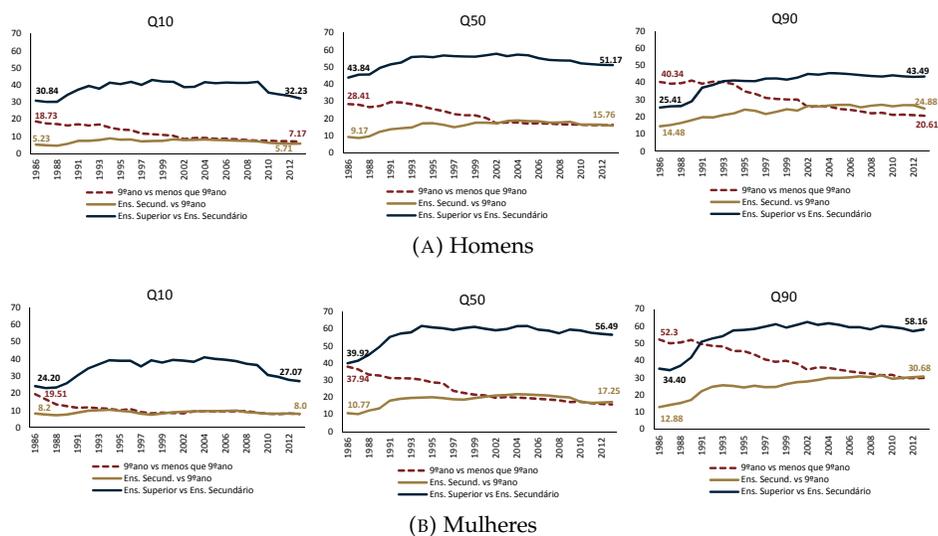


GRÁFICO 13: Retornos por nível de escolaridade, ao longo da distribuição de salários (em percentagem).

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Discussão e conclusões

Os resultados apresentados neste artigo apontam para a existência de retornos *privados* positivos associados ao investimento em educação. Os retornos aumentaram no final da década de 1980 e na década de 1990, sobretudo no que diz respeito ao ensino superior. Esta evolução terá ocorrido em paralelo com uma expansão da percentagem de trabalhadores que completaram graus de ensino superior, sugerindo que tal expansão foi mais do que compensada por um aumento da procura de mão-de-obra qualificada. Durante o final da década de 1990 e o início dos anos 2000, os retornos permaneceram relativamente constantes, em larga medida refletindo a estabilização do prémio salarial associado ao ensino superior. Contudo, os resultados aqui apresentados apontam para uma ligeira diminuição na magnitude dos retornos no período após 2009, quer no caso do ensino superior, quer no caso do ensino secundário.

Apesar destas alterações ao longo do período compreendido entre 1986 e 2013 a mensagem geral não se altera: os retornos do investimento em educação são mais altos no caso das mulheres e aumentam ao longo da distribuição dos salários e com o nível de escolaridade. Assim, a escolarização parece ser mais valorizada no caso das mulheres e no caso de profissões melhor remuneradas e que exigem um nível de qualificação superior. Esta evolução pode ser explicada por vários fatores.

Uma das possíveis explicações consiste na ocorrência de um fenómeno de sobre-educação, do qual existem efetivamente indícios. A sobre-educação, medida como a existência de uma percentagem não negligenciável de trabalhadores qualificados em ocupações que exigem baixas qualificações, resulta na colocação destes indivíduos nos quantis mais baixos da distribuição dos salários. Neste contexto, os retornos do investimento em educação são baixos e a dispersão entre trabalhadores com escolaridade semelhante aumenta. Adicionalmente, é reforçado o padrão de aumento dos retornos ao longo da distribuição.

Os efeitos da sobre-educação podem refletir aspetos qualitativos da escolaridade. A estimação dos retornos tem em conta apenas a dimensão quantitativa da escolaridade, descurando fatores como a qualidade das escolas ou a diferente valorização atribuída pelo mercado a diferentes áreas de estudo. A frequência de escolas de baixa qualidade ou o investimento numa área de estudos pouco valorizada tendem a resultar em empregos pouco remunerados e em ocupações que exigem baixas qualificações.

Não é possível excluir a possibilidade de que os resultados aqui descritos estejam afetados pelo facto de não serem consideradas diferenças individuais em termos das capacidade inatas dos trabalhadores (ou de outros atributos não observados). Em particular, é expectável que diferentes capacidades inatas sejam particularmente relevantes para explicar a dispersão dos retornos entre trabalhadores mais qualificados. No caso dos indivíduos menos

qualificados, pelo contrário, as diferenças nas capacidades inatas tendem a ser pouco relevantes. A omissão destas diferenças aquando da estimação dos retornos resultaria na sua sobre-estimação nos quantis mais elevados da distribuição, reforçando os efeitos de sobre-educação e dos aspetos qualitativos da escolaridade.

Embora este artigo aborde exclusivamente os retornos *privados* do investimento em educação, os resultados apresentados são relevantes quer para os agentes individuais, quer para os decisores de política. Em Portugal, a educação continua a ser um investimento rentável a nível individual e os decisores devem incorporar esta informação na formulação de políticas e esquemas de incentivos.

Os retornos são mais elevados no caso do ensino superior e é expectável que os indivíduos continuem a investir em educação, sobretudo a nível universitário. A escolaridade obrigatória foi recentemente alargada para 12 anos, o que pode fornecer incentivos para que indivíduos que de outro modo saíam da escola após o ensino secundário, continuem a estudar e completem o ensino superior para se diferenciarem no mercado de trabalho. Em princípio, estes fatores resultariam num aumento da população estudantil nas próximas décadas, mas podem ser contrariados pelas tendências demográficas.

Num contexto de fortes restrições orçamentais, o principal desafio para os decisores de política consiste em garantir a qualidade do sistema escolar público ao mesmo tempo que fornece as condições necessárias para que os indivíduos de rendimentos mais baixos tenham acesso ao ensino superior. Esta gestão não pode ser feita em detrimento de uma perda de qualidade na educação primária ou básica, dado que o investimento nos níveis de escolaridade inferiores aumenta o retorno dos níveis seguintes⁸. Estas tensões podem exigir uma recomposição das fontes de financiamento da despesa pública em educação. Uma sugestão frequentemente avançada consiste no aumento da participação dos indivíduos no financiamento da frequência do ensino superior. Esta linha de raciocínio baseia-se na ideia de que os retornos *sociais* do investimento em educação são relativamente mais baixos no caso do ensino superior, enquanto os retornos *privados* são mais elevados - uma ideia suportada pelos resultados do presente artigo. Alguns exemplos de medidas no sentido do aumento da participação individual no financiamento incluem simples aumentos de propinas ou a recente reforma do ensino superior levada a cabo no Reino Unido que inclui a criação de esquemas de empréstimos condicionais aos rendimentos futuros dos estudantes. O recurso a este tipo de medidas pode criar margem de manobra para reforçar os apoios às famílias de rendimentos mais baixos.

8. Veja-se Heckman e Cunha (2007).

Referências

- Alves, Nuno, Mário Centeno, e Álvaro A. Novo (2010). "Investment in Education in Portugal: Returns and Heterogeneity." *Economic Bulletin Issue for Discussion Spring*, Banco de Portugal, Economics and Research Department.
- Becker, Gary S. (1962). "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis." *Journal of Political Economy*, 70, 1–9.
- Card, David (1999). "The causal effect of education on earnings." In *Handbook of Labor Economics, Handbook of Labor Economics*, vol. 3, edited by O. Ashenfelter e D. Card, chap. 30, pp. 1801–1863. Elsevier.
- Card, David (2001). "Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems." *Econometrica*, 69(5).
- Cardoso, Ana Rute, Paulo Guimarães, Pedro Portugal, e Pedro S. Raposo (2016). "The sources of the gender wage gap." *Banco de Portugal Economic Studies*.
- Hartog, Joop, Pedro Pereira, e José Vieira (2001). "Changing returns to education in Portugal during the 1980s and early 1990s: OLS and quantile regression estimators." *Applied Economics*, 33(8), 1021–1037.
- Heckman, James e Flavio Cunha (2007). "The Technology of Skill Formation." *American Economic Review*, 97(2), 31–47.
- Imbens, Guido e Joshua Angrist (1994). "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects." *Econometrica*, 62(2), 467–75.
- Koenker, Roger W e Gilbert Bassett (1978). "Regression Quantiles." *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Lochner, Lance (2011). "Non-Production Benefits of Education: Crime, Health, and Good Citizenship." NBER Working Papers 16722, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Machado, José Ferreira e José Mata (1998). "Earning Functions in Portugal 1982-1994: Evidence From Quantile Regressions." Tech. rep.
- Martins, Pedro S. e Pedro T. Pereira (2004). "Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries." *Labour Economics*, 11(3), 355–371.
- Mincer, Jacob A. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. NBER Books, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Montenegro, Claudio E. e Harry Anthony Patrinos (2014). "Comparable estimates of returns to schooling around the world." Policy Research Working Paper Series 7020, The World Bank.
- Portugal, Pedro (2004). "Myths and Facts Regarding the Portuguese Labour Market - the Tragic Fate of College Graduates." *Banco de Portugal Economic Bulletin*.
- Psacharopoulos, George (1994). "Returns to investment in education: A global update." *World Development*, 22(9), 1325–1343.

- Psacharopoulos, George e Harry Anthony Patrinos (2004). "Returns to investment in education: a further update." *Education Economics*, 12(2), 111–134.
- Sousa, Sandra, Miguel Portela, e Carla Sá (2015). "Characterization of returns to education in Portugal: 1986-2009." Tech. rep., *Mimeo*.
- Vieira, José (1999). "Returns to education in Portugal." *Labour Economics*, 6(4), 535–541.

Apêndice A: Detalhes referentes à distribuição empírica do logaritmo dos salários por hora

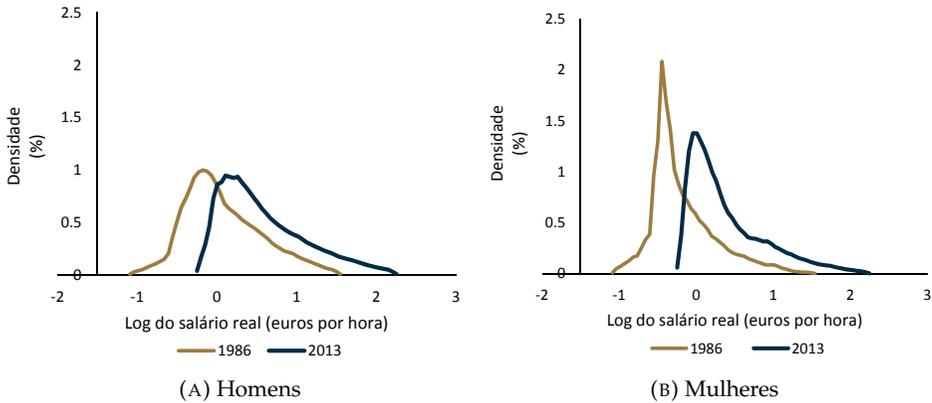


GRÁFICO A.1: Distribuição dos salários reais em 1986 e em 2013.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

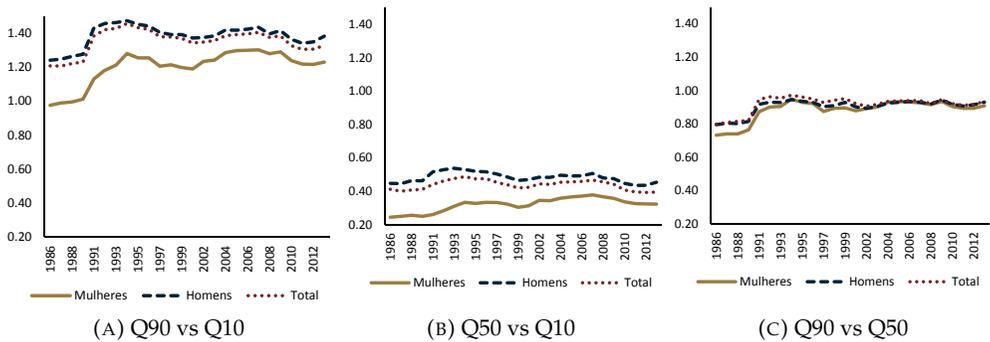
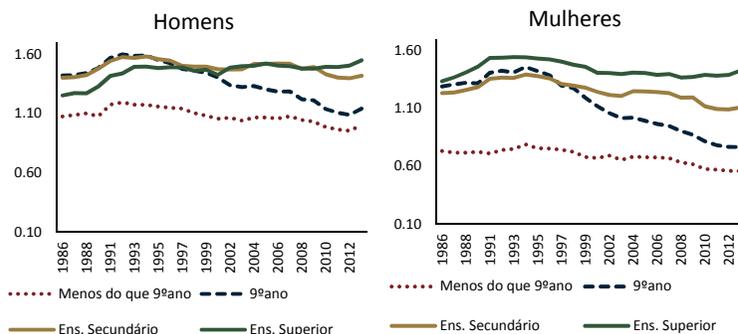


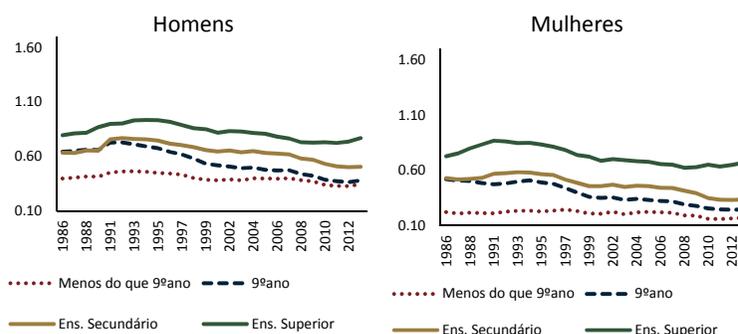
GRÁFICO A.2: Dispersão dos salários reais.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

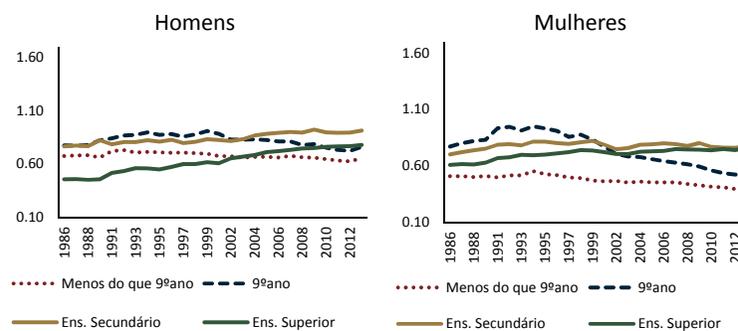
Nota: Os gráficos ilustram a diferença entre o logaritmo dos salários reais por hora em diferentes pontos da distribuição.



(A) Q90 vs Q10



(B) Q50 vs Q10



(C) Q90 vs Q50

GRÁFICO A.3: Dispersão dos salários reais por nível de escolaridade.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Nota: Os gráficos ilustram a diferença entre o logaritmo dos salários reais por hora em diferentes pontos da distribuição.

Apêndice B: Resultados das estimações

	Especificação base (2)					Especificação (2) com regressores adicionais				
	1986	1996	2005	2010	2013	1986	1996	2005	2010	2013
Educação (anos)	0.0608*** (0.0001)	0.0719*** (0.0001)	0.0730*** (0.0001)	0.0715*** (0.0001)	0.0706*** (0.0001)	0.0478*** (0.0001)	0.0580*** (0.0001)	0.0640*** (0.0001)	0.0638*** (0.0001)	0.0637*** (0.0001)
Idade	0.0580*** (0.0002)	0.0458*** (0.0002)	0.0413*** (0.0002)	0.0404*** (0.0002)	0.0423*** (0.0002)	0.0489*** (0.0002)	0.0406*** (0.0002)	0.0382*** (0.0002)	0.0363*** (0.0002)	0.0374*** (0.0002)
Idade (quadrado)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)
Sexo (homem=1)	0.1858*** (0.0007)	0.2526*** (0.0006)	0.2567*** (0.0006)	0.2449*** (0.0005)	0.2477*** (0.0006)	0.1530*** (0.0007)	0.1957*** (0.0007)	0.2154*** (0.0006)	0.2036*** (0.0006)	0.1992*** (0.0006)
Dimensão da empresa (log)	0.0778*** (0.0002)	0.0832*** (0.0002)	0.0715*** (0.0001)	0.0497*** (0.0001)	0.0446*** (0.0001)	0.0590*** (0.0002)	0.0621*** (0.0002)	0.0539*** (0.0001)	0.0335*** (0.0001)	0.0303*** (0.0001)
Antiguidade	0.0078*** (0.0001)	0.0117*** (0.0001)	0.0166*** (0.0001)	0.0165*** (0.0001)	0.0164*** (0.0001)	0.0097*** (0.0001)	0.0122*** (0.0001)	0.0174*** (0.0001)	0.0162*** (0.0001)	0.0159*** (0.0001)
Antiguidade (quadrado)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)
Constante	-2.1323*** (0.0033)	-1.9018*** (0.0035)	-1.7187*** (0.0034)	-1.6105*** (0.0035)	-1.7051*** (0.0039)	-2.0086*** (0.0042)	-1.6877*** (0.0043)	-1.5613*** (0.0043)	-1.4275*** (0.0043)	-1.5136*** (0.0046)
Distrito	N	N	N	N	N	S	S	S	S	S
Setor	N	N	N	N	N	S	S	S	S	S
R-quadrado	0.54	0.53	0.49	0.45	0.45	0.63	0.59	0.53	0.50	0.49
N	990215	1464732	1981128	2042134	1904805	990215	1464732	1981128	2042134	1904805

QUADRO B.1. Regressões de salários - OLS.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Coeficientes obtidos a partir de regressões por OLS da especificação (2) conjuntamente para homens e mulheres. Desvios-padrão entre parêntesis.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

	Especificação base (4)					Especificação (4) com regressores adicionais				
	1986	1996	2005	2010	2013	1986	1996	2005	2010	2013
9º ano	0.3309*** (0.0011)	0.2824*** (0.0009)	0.2127*** (0.0007)	0.1936*** (0.0007)	0.1832*** (0.0008)	0.2360*** (0.0009)	0.1966*** (0.0008)	0.1663*** (0.0007)	0.1577*** (0.0007)	0.1508*** (0.0008)
Ens. secundário	0.4365*** (0.0016)	0.4604*** (0.0010)	0.4138*** (0.0008)	0.3839*** (0.0008)	0.3720*** (0.0008)	0.3156*** (0.0012)	0.3304*** (0.0009)	0.3278*** (0.0008)	0.3117*** (0.0008)	0.3058*** (0.0008)
Ens. superior	0.7643*** (0.0026)	0.9508*** (0.0017)	0.9356*** (0.0011)	0.8767*** (0.0010)	0.8496*** (0.0010)	0.6521*** (0.0019)	0.8005*** (0.0014)	0.8321*** (0.0010)	0.7883*** (0.0009)	0.7697*** (0.0009)
Idade	0.0569*** (0.0002)	0.0437*** (0.0002)	0.0397*** (0.0002)	0.0401*** (0.0002)	0.0425*** (0.0002)	0.0471*** (0.0002)	0.0381*** (0.0002)	0.0360*** (0.0002)	0.0356*** (0.0002)	0.0370*** (0.0002)
Idade (quadrado)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)
Sexo (homem=1)	0.1947*** (0.0007)	0.2543*** (0.0006)	0.2581*** (0.0005)	0.2484*** (0.0005)	0.2525*** (0.0006)	0.1606*** (0.0007)	0.1964*** (0.0007)	0.2167*** (0.0006)	0.2068*** (0.0006)	0.2030*** (0.0006)
Dimensão da empresa (log)	0.0784*** (0.0002)	0.0841*** (0.0002)	0.0713*** (0.0001)	0.0500*** (0.0001)	0.0450*** (0.0001)	0.0584*** (0.0002)	0.0620*** (0.0002)	0.0532*** (0.0001)	0.0333*** (0.0001)	0.0303*** (0.0001)
Antiguidade	0.0068*** (0.0001)	0.0123*** (0.0001)	0.0179*** (0.0001)	0.0173*** (0.0001)	0.0169*** (0.0001)	0.0087*** (0.0001)	0.0127*** (0.0001)	0.0187*** (0.0001)	0.0170*** (0.0001)	0.0164*** (0.0001)
Antiguidade (quadrado)	-0.0000 (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)
Constante	-1.8229*** (0.0033)	-1.4761*** (0.0035)	-1.2544*** (0.0034)	-1.1626*** (0.0035)	-1.2639*** (0.0039)	-1.7812*** (0.0042)	-1.3597*** (0.0043)	-1.1697*** (0.0042)	-1.0422*** (0.0043)	-1.1261*** (0.0046)
Distrito	N	N	N	N	N	S	S	S	S	S
Setor	N	N	N	N	N	S	S	S	S	S
R-quadrado	0.52	0.52	0.49	0.46	0.46	0.61	0.59	0.54	0.51	0.50
N	990215	1464732	1981128	2042134	1904805	990215	1464732	1981128	2042134	1904805

QUADRO B.2. Regressões de salários - OLS.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Coeficientes obtidos a partir de regressões por OLS da especificação (4) conjuntamente para homens e mulheres. Desvios-padrão entre parêntesis.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

	1986			1996			2005			2010			2013		
	P10	P50	P90												
Educação (anos)	0.0385*** (0.0001)	0.0611*** (0.0001)	0.0762*** (0.0002)	0.0394*** (0.0001)	0.0719*** (0.0001)	0.0887*** (0.0002)	0.0371*** (0.0001)	0.0732*** (0.0001)	0.0902*** (0.0002)	0.0326*** (0.0001)	0.0716*** (0.0001)	0.0885*** (0.0002)	0.0309*** (0.0001)	0.0709*** (0.0001)	0.0881*** (0.0002)
Idade	0.0503*** (0.0002)	0.0530*** (0.0002)	0.0705*** (0.0004)	0.0235*** (0.0001)	0.0405*** (0.0002)	0.0655*** (0.0004)	0.0188*** (0.0001)	0.0386*** (0.0002)	0.0599*** (0.0004)	0.0147*** (0.0001)	0.0368*** (0.0002)	0.0600*** (0.0004)	0.0135*** (0.0001)	0.0387*** (0.0002)	0.0646*** (0.0004)
Idade (quadrado)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0007*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)
Sexo (homem=1)	0.1522*** (0.0008)	0.1906*** (0.0008)	0.2174*** (0.0015)	0.1710*** (0.0005)	0.2575*** (0.0007)	0.3158*** (0.0014)	0.1533*** (0.0004)	0.2568*** (0.0006)	0.3393*** (0.0012)	0.1244*** (0.0003)	0.2407*** (0.0006)	0.3268*** (0.0012)	0.1206*** (0.0003)	0.2391*** (0.0006)	0.3379*** (0.0012)
Dimensão da empresa (log)	0.0667*** (0.0002)	0.0766*** (0.0002)	0.0813*** (0.0004)	0.0711*** (0.0001)	0.0829*** (0.0002)	0.0801*** (0.0003)	0.0537*** (0.0001)	0.0716*** (0.0002)	0.0735*** (0.0003)	0.0287*** (0.0001)	0.0488*** (0.0001)	0.0529*** (0.0003)	0.0257*** (0.0001)	0.0429*** (0.0001)	0.0506*** (0.0003)
Antiguidade	0.0073*** (0.0001)	0.0074*** (0.0001)	0.0084*** (0.0003)	0.0116*** (0.0001)	0.0136*** (0.0001)	0.0038*** (0.0003)	0.0129*** (0.0001)	0.0167*** (0.0001)	0.0106*** (0.0002)	0.0112*** (0.0001)	0.0167*** (0.0001)	0.0112*** (0.0002)	0.0128*** (0.0001)	0.0170*** (0.0001)	0.0088*** (0.0002)
Antiguidade (quadrado)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
Constante	-2.1000*** (0.0041)	-2.0584*** (0.0035)	-2.1252*** (0.0066)	-1.4851*** (0.0019)	-1.8398*** (0.0035)	-1.9750*** (0.0073)	-1.1600*** (0.0016)	-1.6994*** (0.0035)	-1.8373*** (0.0073)	-0.8478*** (0.0015)	-1.5666*** (0.0032)	-1.7899*** (0.0077)	-0.8485*** (0.0015)	-1.6566*** (0.0033)	-1.9629*** (0.0085)
N	990215	990215	990215	1464732	1464732	1464732	1981128	1981128	1981128	2042134	2042134	2042134	1904805	1904805	1904805

QUADRO B.3. Regressões de salários - regressões de quantis.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Coeficientes obtidos a partir de regressões de quantis da especificação (3) conjuntamente para homens e mulheres. Desvios-padrão entre parêntesis.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

	1986			1996			2005			2010			2013		
	P10	P50	P90												
9º ano	0.1995*** (0.0013)	0.3219*** (0.0014)	0.4409*** (0.0022)	0.1359*** (0.0009)	0.2636*** (0.0011)	0.3751*** (0.0019)	0.0996*** (0.0006)	0.1904*** (0.0008)	0.2861*** (0.0016)	0.0862*** (0.0004)	0.1747*** (0.0007)	0.2580*** (0.0017)	0.0813*** (0.0004)	0.1653*** (0.0007)	0.2534*** (0.0018)
Ens. secundário	0.2628*** (0.0017)	0.4312*** (0.0020)	0.5866*** (0.0027)	0.2364*** (0.0011)	0.4497*** (0.0012)	0.6192*** (0.0021)	0.1955*** (0.0007)	0.3962*** (0.0009)	0.5699*** (0.0017)	0.1635*** (0.0005)	0.3548*** (0.0008)	0.5352*** (0.0018)	0.1530*** (0.0005)	0.3418*** (0.0008)	0.5285*** (0.0018)
Ens. superior	0.5473*** (0.0054)	0.8431*** (0.0029)	0.8663*** (0.0035)	0.6331*** (0.0038)	1.0206*** (0.0021)	1.1082*** (0.0024)	0.6006*** (0.0020)	0.9837*** (0.0013)	1.1092*** (0.0018)	0.4940*** (0.0016)	0.9108*** (0.0011)	1.0676*** (0.0018)	0.4502*** (0.0014)	0.8800*** (0.0010)	1.0503*** (0.0019)
Idade	0.0499*** (0.0002)	0.0508*** (0.0002)	0.0709*** (0.0004)	0.0221*** (0.0001)	0.0371*** (0.0002)	0.0626*** (0.0004)	0.0174*** (0.0001)	0.0347*** (0.0002)	0.0573*** (0.0004)	0.0141*** (0.0001)	0.0343*** (0.0002)	0.0582*** (0.0004)	0.0139*** (0.0001)	0.0366*** (0.0002)	0.0632*** (0.0004)
Idade (quadrado)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0008*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0006*** (0.0000)
Sexo (homem=1)	0.1610*** (0.0008)	0.1981*** (0.0008)	0.2189*** (0.0015)	0.1697*** (0.0005)	0.2576*** (0.0007)	0.3154*** (0.0014)	0.1517*** (0.0005)	0.2550*** (0.0006)	0.3411*** (0.0012)	0.1264*** (0.0004)	0.2415*** (0.0006)	0.3327*** (0.0012)	0.1248*** (0.0004)	0.2418*** (0.0006)	0.3459*** (0.0012)
Dimensão da empresa (log.)	0.0653*** (0.0002)	0.0768*** (0.0002)	0.0811*** (0.0004)	0.0697*** (0.0001)	0.0834*** (0.0002)	0.0818*** (0.0003)	0.0525*** (0.0001)	0.0699*** (0.0002)	0.0749*** (0.0003)	0.0279*** (0.0001)	0.0467*** (0.0001)	0.0544*** (0.0003)	0.0255*** (0.0001)	0.0403*** (0.0001)	0.0515*** (0.0003)
Antiguidade	0.0067*** (0.0002)	0.0062*** (0.0001)	0.0076*** (0.0003)	0.0112*** (0.0001)	0.0145*** (0.0001)	0.0047*** (0.0003)	0.0132*** (0.0001)	0.0182*** (0.0001)	0.0121*** (0.0002)	0.0116*** (0.0001)	0.0173*** (0.0001)	0.0122*** (0.0002)	0.0136*** (0.0001)	0.0166*** (0.0001)	0.0094*** (0.0002)
Antiguidade (quadrado)	-0.0001*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
Constante	-1.8962*** (0.0039)	-1.7218*** (0.0034)	-1.7707*** (0.0067)	-1.2250*** (0.0018)	-1.3824*** (0.0035)	-1.4688*** (0.0071)	-0.8965*** (0.0021)	-1.1694*** (0.0034)	-1.2918*** (0.0076)	-0.6226*** (0.0016)	-1.0440*** (0.0028)	-1.2513*** (0.0079)	-0.6578*** (0.0018)	-1.1268*** (0.0030)	-1.4207*** (0.0085)
N	990215	990215	990215	1464732	1464732	1464732	1981128	1981128	1981128	2042134	2042134	2042134	1904805	1904805	1904805

QUADRO B.4. Regressões de salários - regressões de quantis.

Fonte: Cálculos dos autores com base nos Quadros de Pessoal.

Notas: Coeficientes obtidos a partir de regressões de quantis da especificação (5) conjuntamente para homens e mulheres. Desvios-padrão entre parêntesis.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$