



UNIVERSIDADE DOS AÇORES
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E GESTÃO

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM CIÊNCIAS ECONÓMICAS E
EMPRESARIAIS

EDUCAÇÃO, RISCO E COMPENSAÇÃO SALARIAL EM PORTUGAL

Joana Ferreira Rita

Orientador: José António Cabral Vieira
Co-orientador: Francisco José Ferreira Silva

Ponta Delgada, Março de 2013

Resumo

Nesta dissertação testou-se empiricamente a existência de uma compensação salarial devido ao risco da escolaridade em Portugal, bem como a penalização salarial devido à assimetria da distribuição dos salários. Para tal foi utilizada informação muito detalhada do tipo de educação adquirida pelos trabalhadores portugueses para calcular as medidas de risco e de assimetria. Em concordância com o previsto pela teoria económica do mercado de trabalho, efetivamente em Portugal existe compensação salarial para o risco da educação, bem como uma ligeira afinidade pela assimetria da distribuição dos salários.

Abstract

In this thesis we tested empirically the existence of wage compensation due to the risk of schooling in Portugal, as well as the wage penalty due to the skewness of the wage distribution. For this purpose we used very detailed information on the type of education acquired by Portuguese workers to calculate the risk measures and skewness. In agreement with the predicted by economic theory of the labor market, in Portugal there is effectively wage compensation for risk education as well as a slight affinity for asymmetric distribution of wages.

Agradecimentos

Ao Professor Doutor José António Cabral Vieira, pela orientação científica do presente trabalho e pela disponibilidade prestada.

Ao professor Francisco José Ferreira Silva por todo o apoio, orientação, disponibilidade e colaboração na co-orientação desta dissertação.

A todos os meus professores do Mestrado em Ciências Económicas e Empresarias pelo seu contributo, de uma ou de outra forma, para a concretização desta dissertação.

À minha família pelo apoio e paciência durante esta etapa.

Índice

Resumo.....	ii
Abstract.....	iii
Agradecimentos.....	iv
I. Introdução.....	1
II. Revisão de Bibliografia.....	3
III. Quadro Conceptual.....	16
IV. Metodologia.....	20
4.1. Hipóteses.....	20
4.2. Variáveis.....	20
4.3. População.....	21
4.4. Amostra.....	22
4.5 Modelo Econométrico.....	22
V. Resultados.....	25
5.1. Estatística descritiva da População.....	25
5.2. Estatística descritiva da Amostra.....	34
5.3. Estimação da Regressão Linear Múltipla pelo Método OLS - 1 ^a	
Metodologia.....	44
5.3.1 Ano de 2002.....	45
5.3.2 Ano de 2003.....	46
5.3.3 Ano de 2004.....	48
5.3.4 Ano de 2005.....	49
5.3.5 Ano de 2006.....	51
5.3.6 Ano de 2007.....	52
5.3.7 Ano de 2008.....	53
5.3.8 Ano de 2009.....	55
5.3.9. Total de amostra.....	56
5.4. Estimação da Regressão Linear Múltipla pelo Método OLS - 2 ^a	
Metodologia.....	58
5.4.1 Ano de 2002.....	59
5.4.2 Ano de 2003.....	60
5.4.3 Ano de 2004.....	62
5.4.4 Ano de 2005.....	63
5.4.5 Ano de 2006.....	64
5.4.6 Ano de 2007.....	66
5.4.7 Ano de 2008.....	67
5.4.8 Ano de 2009.....	68
5.4.9. Total da amostra.....	70
VI. Discussão.....	72
6.1. Estatística Descritiva.....	72
6.2. Regressão Linear Múltipla pelo Método OLS - 1 ^a Metodologia.....	72
6.3. Regressão Linear Múltipla pelo Método OLS - 2 ^a Metodologia.....	73
VII. Considerações Finais.....	74
Referências Bibliográficas.....	76
Anexo I - Resultados da 1 ^a Regressão.....	78

Lista de Tabelas

Tabela 1. Sexo da população empregada por ano de referência dos dados.....	25
Tabela 2. Medidas de tendência central e de dispersão da idade da população, em anos, por ano de referência dos dados.....	25
Tabela 3. Situação Profissional da população por ano referência dos dados.....	26
Tabela 4. Controle da remuneração da população por ano referência dos dados.....	26
Tabela 5. Medidas de tendência central e de dispersão da remuneração global em €, por ano referência dos dados	27
Tabela 6. Nível de habilitações escolares da população por ano referência dos dados....	28
Tabela 7. Habilitações escolares da população por ano de referência dos dados.....	31
Tabela 8. Sexo da amostra por ano de referência dos dados.....	34
Tabela 9. Medidas de tendência central e de dispersão da idade da amostra, em anos, por ano de referência dos dados.....	34
Tabela 10. Situação profissional da amostra por ano de referência dos dados.....	35
Tabela 11. Controle da remuneração da amostra por ano de referência dos dados.....	35
Tabela 12. Medidas de tendência central e de dispersão do quadrado da idade da amostra, em anos, por ano de referência dos dados.....	36
Tabela 13. Medidas de tendência central e de dispersão da remuneração global em €, da amostra, por ano de referência dos dados.....	36
Tabela 14. Medidas de tendência central e de dispersão do logaritmo da remuneração global em €, da amostra, por ano de referência dos dados.....	37
Tabela 15. Nível de habilitações escolares da amostra por ano de referência dos dados.....	38
Tabela 16. Habilitações escolares da amostra por ano de referência dos dados.....	41
Tabela 17. Estatística descritiva do risco, calculado pela 1ª metodologia, por ano de referência dos dados.....	44
Tabela 18. Estatística descritiva da assimetria, calculado pela 1ª metodologia, por ano de referência dos dados.....	45
Tabela 19. R ² ajustado para o ano de 2002.....	45
Tabela 20. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2002....	45
Tabela 21. Resultados da estimação para o ano de 2002.....	46
Tabela 22. R ² ajustado para o ano de 2003.....	47
Tabela 23. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2003....	47
Tabela 24. Resultados da estimação para ano de 2003.....	47
Tabela 25. R ² ajustado para o ano de 2004.....	48
Tabela 26. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para de 2004.....	48
Tabela 27. Resultados da estimação para ano de 2004.....	49
Tabela 28. R ² ajustado para o ano de 2005.....	49
Tabela 29. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para 2005.....	50
Tabela 30. Resultados da estimação para ano 2005.....	50
Tabela 31. R ² ajustado para o ano de 2006.....	51
Tabela 32. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2006....	51
Tabela 33. Resultados da estimação para ano de 2006.....	52
Tabela 34. R ² ajustado para o ano de 2007.....	52
Tabela 35. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para a ano de 2007...	53
Tabela 36. Resultados da estimação para ano de 2007.....	53
Tabela 37. R ² ajustado para o ano de 2008.....	54
Tabela 38. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2008....	54
Tabela 39. Resultados da estimação para ano de 2008.....	54

Tabela 40. R^2 ajustado para o ano de 2009.....	55
Tabela 41. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para o ano de 2009....	55
Tabela 42. Resultados da estimação para o ano de 2009.....	56
Tabela 43. R^2 ajustado para o total da amostra	56
Tabela 44. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o total da amostra.....	56
Tabela 45. Resultados da estimação para o total da amostra.....	57
Tabela 46. Estatística descritiva do risco, calculado pela 2ª metodologia, por ano de referência dos dados.....	58
Tabela 47. Estatística descritiva da assimetria, calculado pela 2ª metodologia, por ano de referência dos dados.....	59
Tabela 48. R^2 ajustado para o ano de 2002.....	59
Tabela 49. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2002....	59
Tabela 50. Resultados da estimação para o ano de 2002.....	60
Tabela 51. R^2 ajustado para o ano de 2003.....	61
Tabela 52. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2003.....	61
Tabela 53. Resultados da estimação para ano de 2003.....	61
Tabela 54. R^2 ajustado para o ano de 2004.....	62
Tabela 55. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2004....	62
Tabela 56. Resultados da estimação para ano 2004.....	63
Tabela 57. R^2 ajustado para o ano de 2005.....	63
Tabela 58. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2006.....	63
Tabela 59. Resultados da estimação para ano de 2005.....	64
Tabela 60. R^2 ajustado para o ano de 2006.....	64
Tabela 61. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2006.....	65
Tabela 62. Resultados da estimação para ano de 2006.....	65
Tabela 63. R^2 ajustado para o ano de 2007.....	66
Tabela 64. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2007....	66
Tabela 65. Resultados da estimação para ano de 2007.....	66
Tabela 66. R^2 ajustado para o ano de 2008.....	67
Tabela 67. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2008....	67
Tabela 68. Resultados da estimação para ano de 2008.....	68
Tabela 69. Exclusão da Variável Risco da Regressão para o ano de 2008.....	68
Tabela 70. R^2 ajustado para o ano de 2009.....	68
Tabela 71. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2009....	69
Tabela 72. Resultados da estimação para ano de 2009.....	69
Tabela 73. R^2 ajustado para o total da amostra.....	70
Tabela 74. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o total da amostra.....	70
Tabela 75. Resultados da estimação para o total da amostra	71

I. Introdução

No mercado de trabalho atual, pode-se afirmar que a escolaridade é um investimento arriscado. Isto porque um indivíduo quando decide seguir determinada educação não tem total conhecimento das suas capacidades, logo não tem a certeza de completar essa educação, de ser bem-sucedido; não tem conhecimento da natureza do trabalho que irá desempenhar após completar a educação e, principalmente, qual será a sua posição na distribuição dos salários, uma vez que não existe um valor fixo de salário para cada educação, mas sim uma distribuição salarial. Esta última fonte de risco é a que se pretende estudar nesta dissertação. Assim sendo, podemos considerar que os indivíduos têm a percepção da distribuição de probabilidade de salários potenciais, nomeadamente através da observação dos salários reais no momento da decisão de seguir (ou não) determinada educação. Assim, tal como noutros investimentos, financeiros, por exemplo, defende-se que os riscos devem ser compensados.

A primeira referência à compensação salarial devido ao risco da educação foi feita por Adam Smith (1776) que defendeu que num mercado de trabalho competitivo, os diferenciais dos salários compensam as diferenças na duração da escolaridade. Mais recentemente, na literatura económica atual, existem alguns estudos acerca do retorno da educação, mas poucos se debruçam, efetivamente sobre o prémio de risco, ou seja sobre o diferencial salarial resultante de educações com riscos diferentes. Dos estudos existentes, a sua maioria são puramente teóricos; em termos empíricos existe pouca literatura abordando esta temática. Para além disso, a maior parte dos estudos empíricos efetuados, utilizaram para a estimação do risco a variância dos salários por ocupação, ou educação-ocupação.

Mas para além da compensação salarial, a teoria prevê que os indivíduos têm preferência por uma distribuição de salários assimétrica, uma vez que apreciam as baixas probabilidades de obter rendimentos substanciais. Por esta razão, alguns estudos testam não só a compensação salarial para o risco, mas também a penalização nos salários pelo facto da distribuição salarial ser assimétrica. Para Portugal em concreto, o artigo de Diaz-Serrano, Hartog, Plug e Vieira, (2003) apresenta resultados em concordância que o que a teoria prevê, ou seja, uma compensação salarial para o risco, bem como uma penalização salarial para a assimetria, utilizando dados das ocupações.

Desta forma, esta dissertação visa colmatar uma lacuna existente na literatura relacionando a compensação salarial com o tipo de educação e não apenas a com sua duração, ou com a ocupação, como acontece na maioria dos estudos anteriores, para a população portuguesa. O presente trabalho pretende estudar empiricamente a existência de uma compensação salarial para o risco da escolaridade em Portugal, bem como a penalização salarial devido à assimetria, seguindo a metodologia para o cálculo do risco e da assimetria conforme apresentado por Diaz-Serrano, Hartog e Nielsen (2003).

Assim, como principais objetivos, pretende-se introduzir na literatura económica novas evidências empíricas da compensação do risco da educação nos salários em Portugal devido ao tipo de educação, mas também verificar a afinidade dos indivíduos pela assimetria da distribuição dos salários.

Para que tal seja possível, a metodologia a seguir assenta num modelo econométrico estimado em 2 etapas. A primeira etapa consiste na definição e posterior regressão de uma equação dos salários Mincer *standard* onde o logaritmo dos salários é explicado através da idade e idade ao quadrado, níveis de educação e tipo de educação. Os resíduos desta regressão serão utilizados para calcular o risco e a assimetria, de duas formas diferentes. Na segunda etapa, o risco e a assimetria são adicionados à equação de regressão. Nesta segunda equação, o tipo de educação não consta na regressão uma vez que o risco e a assimetria já são fixos para cada tipo de educação.

Os dados para o trabalho empírico foram obtidos através das bases de dados anuais dos Quadros de Pessoal das empresas, de 2002 a 2009, com uma amostra aleatória de 5% da população empregada em Portugal, para as estimações pretendidas.

O presente trabalho encontra-se estruturado conforme se segue. No capítulo 2 apresenta-se a revisão de literatura atualizada sobre o tema. O capítulo 3 introduz o quadro conceptual acerca da problemática em análise. O capítulo 4 explicita a metodologia a utilizar, estando subdividido de forma a apresentar as hipóteses, variáveis, qual a população e como se extraiu a amostra, bem como o modelo econométrico a seguir. Os resultados constam no capítulo 5, subdividido também segundo a estatística descritiva para a população, seguida da descritiva para a amostra; e estimação das regressões segundo duas metodologias diferentes de cálculo do risco e da assimetria. Segue-se a discussão, segmentada também para a estatística descritiva seguida das duas metodologias aplicadas. Por último, o capítulo 7 tece algumas considerações finais sobre todo o trabalho desenvolvido.

II. Revisão de Bibliografia

Na literatura económica atual, existem diferentes abordagens de investigação relativamente ao tema da educação, risco e compensação salarial.

A primeira abordagem, frequentemente utilizada, tem como principal objeto de estudo o efeito do risco nas decisões de investimento em capital humano.

Chen (2001) afirma que investir em educação superior (curso de 4 anos) é um investimento arriscado e que este risco influencia as decisões acerca da escolaridade. Este autor refere que, apesar da educação superior parecer ser um investimento rentável nos EUA, muitos jovens hesitam em seguir a educação superior; tal facto motivou o estudo que desenvolveu. Para medir o risco de frequentar o ensino superior este estimou o diferencial devido ao risco nos salários entre indivíduos com ensino superior e ensino secundário, estimando separadamente os diferenciais de risco devido a alterações transitórias, ou seja alterações não antecipadas nas condições de mercado, e alterações permanentes, essencialmente relacionadas com as capacidades individuais. Este artigo salienta e tenta corrigir um fator negligenciado na literatura que é o problema dos enviesamentos de seleção. Isto acontece quando a distribuição dos retornos individuais da escolaridade estão correlacionadas com a decisão de escolaridade. Como principal conclusão deste estudo podemos salientar o facto de existir risco substancial e significativo associado ao investimento em educação superior.

Também seguindo esta abordagem mas com uma metodologia diferente dos estudos mais usuais encontra-se o estudo de Hogan e Walker (2001), que aplica a teoria das Opções Reais para resolver a escolha da educação quando os retornos da mesma são incertos. Este estudo mostra que a duração da educação é função crescente do risco associado à educação e não apenas com o retorno esperado da mesma. O artigo baseia-se na ideia de que o indivíduo na escola possui uma opção que pode exercer a qualquer momento, ou seja, ir trabalhar com um salário estocástico relativo ao tempo despendido na escola. Um aumento no risco pode levar o indivíduo a ficar mais tempo na escola, enquanto que uma taxa de retorno elevada pode levá-lo a deixar mais cedo. É uma abordagem interessante ao tema, no entanto apresenta algumas limitações. O pior cenário apresentado seria o indivíduo nunca exercer a opção, ou seja, nunca deixar a escola, o que é um cenário irrealista; outro pressuposto no qual a teoria se baseia é que a escolaridade ocorre anteriormente ao trabalho e a tempo inteiro daí que os autores

argumentem que quando o sujeito exerce a opção de deixar a escola a tempo inteiro para ir trabalhar não pode voltar atrás. Este pressuposto, embora seja verdadeiro para a maior parte dos estudantes, não reflete o cenário da educação atual, com muitos estudantes a tempo parcial. Este modelo assume ainda que os retornos da educação seguem uma distribuição Normal, mas não apresenta qualquer teste de hipóteses, o que torna as conclusões pouco válidas. No entanto este modelo tem a vantagem dos seus resultados serem independentes das preferências face ao risco dos indivíduos. Jacobs (2007) defende também a utilização do modelo das opções reais, mas contrariamente ao artigo anterior não é a decisão de começar a trabalhar que é irreversível, mas sim a decisão de começar a aprender. Como pressupostos do modelo defendido por este autor, os indivíduos são neutros relativamente ao risco; o mercado de capitais e seguros é perfeito e o investimento em educação superior é completamente irreversível. Assim, o indivíduo pode entrar diretamente na educação superior após conclusão do ensino secundário, ou esperar 1 ano e trabalhar durante este mesmo ano, postecipando assim o investimento. Esta opção de postecipar o investimento é análoga a uma "call option", ou seja, opção de compra financeira. Este artigo considera apenas 1 ano de espera e afirma que desta forma se resolve a incerteza do investimento, ignorando por completo o risco das condições do mercado de trabalho se alterarem durante a duração da educação superior. Ambos os artigos não apresentam nenhum estudo empírico, são puramente teóricos já que os autores não testam o modelo com uma amostra populacional, limitam-se a apresentá-lo, daí que o argumento de que as opções reais são uma boa forma de explicar as decisões de investimento capital humano não possa ser validado.

Diaz-Serrano e Hartog (2002) desenvolveram um modelo simples de capital humano para determinar a duração da escolaridade ótima quando os salários são estocásticos e salientaram o papel primordial das atitudes face ao risco e ao gradiente escolar de risco salarial. O modelo teórico desenvolvido por estes autores tem por base a estimação de seções transversais, com duas etapas: estimar a função dos salários dentro regiões, separadamente para trabalhadores com o ensino secundário e trabalhadores com ensino superior. Seguidamente, derivaram as medidas regionais de retorno da educação universitária e o gradiente de risco (rácio da variância residual dos salários dos licenciados relativamente aos que concluíram o ensino secundário). Utilizando dados da população de Espanha, estes autores concluíram que o aumento no risco dos salários futuros pode exercer um efeito negativo na duração da educação individual, para

indivíduos avessos ao risco, e positivo para indivíduos com afinidade pelo risco (*risk-lovers*).

No estudo descrito acima, uma das recomendações para estudos futuros é a de tentar desenvolver um modelo de otimização mais dinâmico e é exatamente isso que Belzil e Hansen (2004) apresentam: um modelo de programação dinâmico para as decisões acerca da escolaridade onde o grau de aversão ao risco pode ser inferido através das decisões escolares. Neste estudo, o nível de risco é quantificado tanto pela dispersão dos salários, como visto anteriormente, mas também tem em conta a dispersão da taxa de emprego. O estudo verifica, para uma amostra representativa da população americana, extraída do "*National Longitudinal Survey of Youth*" (NLSY), que os indivíduos têm um baixo nível de aversão ao risco relativo e que tanto a dispersão salarial como a dispersão da taxa de emprego diminuem com a escolaridade. Desta forma, a média das habilitações escolares irá aumentar com o aumento da aversão ao risco, dado que a dispersão salarial e de emprego é menor, logo menos arriscada. Este modelo considera que os indivíduos são heterogêneos no que respeita à escolaridade, capacidades e habilitações, mas parte do pressuposto que são homogêneos no que concerne às atitudes face ao risco. Esta é uma das principais limitações deste artigo. Apesar de ser mais dinâmico que o anterior, tem este pressuposto que nem sempre se verifica, uma vez que existem indivíduos mais avessos ao risco que outros, e mais ainda, alguns apresentam mesmo uma afinidade pelo risco.

Bardey *et al.* (2005) apresentaram um modelo para tentar explicar as decisões escolares relacionadas com o currículo de educação superior como uma escolha sob incerteza. Segundo estes autores, a incerteza surge apenas da probabilidade de não obter o diploma por causa de falha académica. O modelo foca-se na escolha binária entre ensino universitário e "*higher education vocational training*", o que equivale, grosso modo, ao ensino técnico e especializado pós secundário. Neste contexto a atitude dos estudantes face ao risco contribui para explicar as escolhas educacionais. O modelo tem como principais pressupostos os estudantes anteciparem perfeitamente os vários fluxos de rendimentos futuros associados com as suas decisões escolares, bem como a probabilidade de sucesso das várias alternativas curriculares. O primeiro pressuposto contradiz outros autores (e a própria realidade atual), que afirmam que os estudantes não sabem qual o rendimento que irão ter após a conclusão dos seus estudos, uma vez que existe uma distribuição de salários para cada educação, e não apenas um valor fixo. Este

é mais um fator de incerteza na decisão de escolaridade, que é ignorado neste artigo. Mais uma vez este é um artigo que apresenta um modelo teórico, para o qual não se realizou um estudo e teste empírico, logo não pode validar o mesmo como um bom modelo explicativo das decisões escolares sob incerteza.

A segunda abordagem estabelece uma ligação entre retorno da escolaridade, como usualmente definido na equação Mincer dos salários, e risco. Harmon, Hogan e Walker (2001) incluíram na função Mincer dos salários a dispersão da taxa de retorno da escolaridade. Mais ainda, estes autores permitiram que o retorno da escolaridade estimado para uma amostra da população do Reino Unido variasse entre indivíduos, através do tratamento do retorno da escolaridade como um coeficiente aleatório. Como principal conclusão deste artigo podemos referir que nem a média nem a dispersão dos retornos da escolaridade se altera significativamente ao longo do tempo. Para estes autores, este é um dado importante, uma vez que este facto é consistente com a expansão do sistema educacional sem levar a uma desproporcionada afluência de indivíduos com baixas capacidades para o sistema.

Bajdechi, Hartog e Ophem (2004), efetuaram um levantamento da literatura empírica internacional acerca do risco relacionado com o investimento na educação, e simularam perfis de rendimentos arriscados para opções alternativas com o objetivo de avaliar a variância na taxa de retorno da educação. Este estudo indica que as realizações das taxas de retorno da equação Mincer mostram grande variação entre os países; uma modesta variação ao longo do tempo dentro do próprio país e coeficiente de variação entre indivíduos do mesmo país de 0,5. Para refletir a heterogeneidade individual, este estudo refere que os indivíduos que possuem maior e melhor informação acerca do seu potencial, têm um risco individual mais pequeno do que o indicado na equação anteriormente referida. Este estudo conclui que o coeficiente de variação deve rondar os 0,3. Assim, estes autores afirmam que o investimento na educação superior é semelhante a investir no mercado de ações, com uma carteira aleatória de 30 ações; e que a distribuição da taxa interna de rendibilidade é assimétrica à direita. Após as diferenças significativas entre países mostradas neste mesmo estudo, a vantagem de se obter um coeficiente de variação médio prende-se com o facto de ser mais fácil desta forma comparar a educação a outros tipos de investimento, como seja o mercado das ações, sendo assim bastante útil para este efeito.

Cunha, Heckman e Navarro (2005) desenvolveram e implementaram um método para estimar a importância da incerteza acerca dos ganhos de uma vida que os agentes enfrentam quanto tomam a decisão de frequentar (ou não) o ensino superior. Desta forma desenvolveram e aplicaram um modelo para decompor a variabilidade dos salários nas seções transversais em componentes que são previsíveis no momento em que os estudantes decidem ir para a universidade, a que os autores designam por heterogeneidade, e componentes que não são previsíveis. Também neste artigo se utiliza a base de dados americana NLSY juntamente com a PSID ("*Panel Survey on Income Dynamics*"). Como principal conclusão deste artigo, cerca de 60% da variabilidade nos retornos da educação é previsível. Este dado tem implicações importantes no uso medidas de variabilidade do risco de preço e na previsão de frequência na universidade.

Brodsky, Gary-Bobo e Prieto (2009) propuseram um modelo em que o risco do investimento educacional, retorno e custos são estimados conjuntamente com um parâmetro de aversão ao risco. Estes autores utilizaram um vasto conjunto de micro-dados de jovens trabalhadores da França, para estimar um modelo estruturado de investimento em capital humano. O modelo tem como ideia chave que os estudantes escolhem um nível de educação para maximizar a utilidade esperada. Assume-se que os estudantes são avessos ao risco com coeficiente de aversão ao risco relativo constante (CRRA). Eles formam expectativas racionais do seu salário futuro, bem como do tempo que necessitam para completar a educação. Assume-se ainda que os econométricos não podem observar determinadas características individuais que os estudantes observam e usam para prever o seu salário futuro. Neste artigo demonstrou-se que pequenos aumentos na aversão ao risco à volta dos valores estimados podem levar a alterações substanciais no seguimento de educação superior. Mais ainda, a variabilidade da idade de deixar a escola condicionada pelos níveis educacionais identifica o parâmetro de aversão ao risco de forma natural. O modelo produz estimadores dos parâmetros de aversão ao risco relativo (RRA), também designado de coeficiente de Arrow-Pratt, entre 0.65 e 0.80, estimados com muita precisão. O custo e as vantagens do retorno mais que contrabalançam o elevado risco e aversão ao risco. Através de simulações estes autores também afirmam que o impacto no aumento dos custos de educação superior, como por exemplo, as propinas, no ingresso ao ensino superior é importante, afetando mais os estudantes cujos pais são menos graduados. Um dos contributos deste artigo para a literatura foi o facto de seguir uma abordagem de “níveis de educação” como medida de

capital humano em vez de anos de escolaridade, ou seja, os autores agregaram a hierarquia dos diplomas (ensino secundário, 2 anos, 4 anos, pós-graduação...); a duração teórica corresponde a cada nível. O rácio entre a duração teórica de determinado nível de educação e a duração observada constitui uma das variáveis do modelo, assim como a educação e os salários. Este rácio capta aspetos das capacidades do estudante. O modelo assume ainda que o indivíduo escolhe uma educação aos 13 anos de idade e enfrenta os riscos associados a essa decisão, o que torna este modelo estático, contrariamente, por exemplo, ao modelo de Belzil e Hansen (2004). No entanto esta simplificação apresenta vantagens, tais como, estimação de forma direta através de técnicas de máxima verosimilhança, e pode ainda ser comparado a um modelo do tipo PROBIT Ordenado, com uma variável *dummy* endógena onde os níveis educacionais podem ser determinados por um índice latente.

A terceira abordagem lida com a compensação dos riscos da educação nos salários e será a abordagem seguida no presente estudo. A literatura com esta abordagem é escassa, quando se trata da determinação do prémio de risco não existe muitos estudos e os que existem são na maioria modelos teóricos. Estudos empíricos com esta abordagem não são muitos mas os dados empíricos são bastante consistentes. Como Hartog, Jacobs e Vijverberg (2009) resumem, o modelo mais utilizado para esta abordagem é estimado em 2 etapas. A primeira etapa é a definição de uma equação dos salários Mincer *standard* onde os salários (variável dependente) são explicados através da experiência ou idade (linear e experiência/idade ao quadrado), características demográficas e variáveis regionais, bem como um efeito fixo que capta fatores comuns dos salários dos trabalhadores agrupados por educação e/ou ocupação, isto é, grupos que enfrentam o mesmo risco salarial. Os resíduos desta regressão então produzem medidas específicas de incerteza dos salários dos grupos, tipicamente a variância. Na segunda etapa, a variância é adicionada à equação de regressão. A teoria prevê que a variância tem um efeito positivo nos salários, dado que os potenciais estudantes exigem compensação para o risco.

Pereira e Martins (2002) mediram o risco do investimento na educação usando os resultados da regressão de quantis na equação Mincer dos salários. A diferença entre o coeficiente de educação do último decil e do primeiro decil é a medida de risco. Utilizando dados de 16 países, este estudo conclui que existe uma relação positiva entre o retorno da educação e o risco envolvido, como, aliás, a teoria financeira prevê.

Utilizando a mesma metodologia da regressão de quantis do artigo anterior, Budria (2007), descreveu os efeitos da escolaridade na localização e forma da distribuição condicional dos salários, para o setor público e privado, de oito países europeus (Finlândia, Noruega, Portugal, Suécia, França, Itália, Alemanha e Reino Unido), na tentativa de explicitar as diferenças entre estes 2 setores. Enquanto que o impacto médio da escolaridade nos salários é similar entre sectores, o impacto da escolaridade na dispersão dentro de grupos encontra-se substancialmente maior no setor privado do que no setor público.

Na perspetiva de que o investimento na educação tem características semelhantes a investimentos noutros ativos, está o artigo de Christiansen e Nielsen (2002), que apresenta outra forma de estudar a compensação do risco nos salários: aplicar a teoria financeira usada para avaliar o mercado das ações ao mercado de capital humano. Neste estudo aplicou-se a fronteira eficiente de Markowitz e a teoria do CAPM para determinar o ativo educacional ótimo relativamente ao risco e à rendibilidade, segundo o nível de aversão ao risco de cada indivíduo, ou seja, segundo a curva de utilidade individual. Tal como o mercado de ações, o mercado de capital humano consiste num variado leque de ativos, isto é, educações. Cada jovem escolhe o ativo educacional que coincide com a sua combinação preferencial de risco e retorno em termos de rendimento futuro, ignorando aspetos vocacionais ou de capacidades dos estudantes. A utilização de dados muito detalhados da população dinamarquesa permitiu basear as medidas de risco apenas tendo em conta os níveis educacionais. Este estudo revela, mais uma vez, que existe uma troca entre ganhos elevados e baixo risco. Um avanço importante deste estudo é o facto de defender que o risco do salário não é meramente explicado pelos anos de escolaridade, mas sim pelo tipo de escolaridade.

Mas o desenvolvimento de um modelo baseado na teoria da utilidade propriamente dita deve-se Hartog e Vijverberg (2002). A teoria da utilidade sugere que os riscos devem aumentar a compensação para o trabalho. Estes autores defendem que, com base na teoria da utilidade, as pessoas preocupam-se não só com o risco mas também com a assimetria da distribuição dos salários. Isto porque o nível de aversão ao risco tende a diminuir com o rendimento; as pessoas devem apreciar a baixa probabilidade de obter consideráveis ganhos. Devem exibir, assim, uma afinidade pela assimetria da distribuição dos salários. No estudo em causa, concluiu-se para os 5 países observados (EUA, Alemanha, Espanha, Portugal e Holanda), com uma simples estimação em duas

etapas, que as duas hipóteses foram corroboradas, ou seja, a afinidade por assimetria origina uma compensação negativa, e a aversão ao risco uma compensação positiva. Uma mais-valia deste artigo, comparativamente ao anterior é o facto de considerar a afinidade por assimetria, reintroduzindo na literatura económica um fator importante para explicar a problemática da educação, risco e compensação salarial.

Diaz-Serrano *et al.* (2003) replicaram para 4 países europeus (Alemanha, Holanda, Portugal e Espanha) uma ampliação da função Mincer dos salários com o risco não sistemático dos salários e incluindo, em particular, a assimetria da distribuição dos salários. Neste artigo, assume-se que todos os indivíduos têm a mesma atitude face ao risco. No entanto, os resultados são consistentes com o indivíduo avesso ao risco, de que os salários aumentam com o aumento da variância e diminuem com a assimetria dos salários na ocupação individual.

Diaz-Serrano e Hartog (2004) testaram o efeito do risco dos salários e da assimetria nos salários individuais, através da estimação separada para homens, mulheres, empregados do setor público e privado, para a população espanhola. Mais uma vez ficou comprovado a existência de uma troca entre risco/ retorno através das ocupações do mercado laboral espanhol. Estes resultados estão em conformidade com as preferências dos indivíduos avessos ao risco e com aversão ao risco absoluto decrescente. Os resultados deste estudo também sugerem que as mulheres são mais avessas ao risco do que os homens e que os funcionários públicos são mais avessos ao risco comparativamente aos seus homólogos no setor privado, exigindo assim mais compensação para risco mais elevado.

Provavelmente o artigo mais importante para o desenvolvimento desta dissertação, e que segue a mesma linha de pensamento de Hartog e Vijverberg (2002) é o estudo de Diaz-Serrano, Hartog e Nielsen (2003). Neste caso, testou-se a compensação do risco nos salários usando dados da população da Dinamarca. Com a convicção que o tipo de educação é tão importante quanto a duração da educação, os autores utilizaram uma descrição muito detalhada do tipo de educação atingida pelos dinamarqueses para calcular diferentes medidas de risco. Estes longos dados em painel permitiram ainda decompor as alterações nos salários numa componente permanente e uma componente transitória. Desta forma, os autores testaram o papel dos riscos associados com ambas as componentes na compensação dos salários. Experimentaram ainda novas medidas de risco baseadas nas flutuações inter-temporais nas alterações transitórias nos salários.

Assim, aproximaram-se das medidas de risco que captam as características intrínsecas de longo prazo do risco da escolaridade e a compensação requerida. Na concordância com o que a teoria prevê, os autores constataram que o mercado de trabalho compensa tais riscos. Consequentemente pode-se afirmar que existe uma compensação salarial devida ao risco nos investimentos em capital humano na Dinamarca. Como principais contributos deste modelo podemos salientar, em primeiro lugar o facto de basear as estimações dos diferenciais de compensação dos salários nas medidas de risco que trabalham com células educacionais apenas, enquanto que a literatura anterior se baseava nas células ocupacionais. Em segundo lugar, este estudo incorpora uma dimensão inter-temporal dos riscos pós-escolaridade. Neste artigo se constata que tanto as alterações transitórias como as alterações permanentes estão associados aos diferenciais compensatórios mas o primeiro é muito mais relevante.

Com a mesma metodologia do artigo anterior, também Raita (2005) replicou a função dos salários com "risco não sistemático dos salários", através da desintegração das alterações de rendimentos nas suas componentes transitórias e permanentes. A base de dados utilizada, mais uma vez foi a (NLSY 1979): 1979-2000, pois fornece um painel longo que permite usar informação detalhada da educação, capacidades e salários e fazer as desintegrações pretendidas. Técnicas de variável instrumental foram utilizadas para corrigir os enviesamentos de seleção. O enviesamento da seleção surge quando a distribuição dos retornos individuais está correlacionada com a decisão de escolaridade. Desta forma a variância estimada através do Método dos Mínimos Quadrados (OLS) iria subestimar, minimizar a verdadeira variância. Este enviesamento é ignorado pela maioria dos estudos enquadrados nesta abordagem. Neste estudo também se controla as diferenças em termos de aptidões e capacidades através do Quociente de Inteligência, eliminando desta forma uma fonte possível de heterogeneidade não observável, isto porque os testes QI permitem que os indivíduos saibam quais são as suas capacidades e aptidões, e num mercado competitivo eles podem-se auto-selecionar para a opção com menos risco e isso irá reduzir a incerteza de sucesso percebida. A variância observada para os indivíduos que se selecionam a eles próprios nas diferentes categorias de educação-capacidades é, assim, uma boa indicação do risco que os indivíduos enfrentam. Desta forma, as alterações permanentes contêm heterogeneidade individual e os indivíduos estão melhor informados das suas perspectivas de capital. A estratégia de estimação é dividida em 3 partes. Em primeiro

lugar, estimou o risco (R) e assimetria (S) dos resíduos dentro da categoria educação-capacidades de uma função Mincer dos salários *standard*. Também se estimou R e S diretamente do logaritmo dos salários. Depois, o autor testou a compensação usando seções cruzadas de 1 ano apenas. Em segundo lugar, usou-se os dados em painel para calcular medidas de R e S tanto para as alterações transitórias (séries temporais) como os permanentes (seções cruzadas) e testou-se o efeito de ambos nos salários para o último ano do painel. Este estudo revela resultados fracos para o risco e assimetria permanentes. A variabilidade permanente é menos compensada do que as alterações transitórias, tanto para o risco como para a assimetria, o que suporta o argumento que as alterações permanentes contêm grande parte da heterogeneidade individual, uma vez que o indivíduo está mais bem informado do que o investigador e isto requer menos compensação. Após a correção dos problemas de enviesamento de seleção os resultados confirmam a existência de compensação de risco nos salários. Os coeficientes do risco permanente e transitório são ajustados para baixo e a variabilidade permanente é menos compensada do que a transitória. O enviesamento de seleção é modesto e por isso não invalida os resultados de estudos anteriores que ignoram este enviesamento. Esta constatação é importante para esta dissertação, uma vez que a metodologia adotada conforme será apresentada mais adiante em capítulo próprio, ignora o enviesamento de seleção.

Com uma metodologia diferente dos artigos anteriores, Alvarez e Browning (2002) consideraram a estimação de dados em painel de um processo de salários univariado permitindo um nível significativo de heterogeneidade. Estes autores adaptaram o Modelo de Estimação das Mínimas Distâncias Simuladas ao painel dinâmico, fixaram o quadro T e mostraram como conduzir inferência. Este estudo apresenta como conclusão principal, mais uma vez para a população dinamarquesa, o facto de existir muito mais heterogeneidade no processo dos salários, tanto dentro do mesmo grupo como entre grupos, do que anteriormente foi permitido noutros estudos.

O estudo apresentado por Hartog, Jacobs e Vijverberg (2009) também reflete preocupações com a heterogeneidade, nomeadamente com as implicações das atitudes heterogéneas face ao risco. No estudo referido, desenvolve-se um modelo simples de escolha ocupacional para examinar três tipos de enviesamento seletivo que podem ocorrer ao estimar empiricamente o prémio para os salários incertos. Este artigo defende uma autosseleção dos indivíduos, ou seja, os indivíduos podem selecionar-se a si

próprios para trabalhos com incerteza salarial, porque têm uma das três seguintes características: aversão ao risco mais baixa; risco de rendimentos mais baixos ou capacidades individuais mais elevadas. Estes autores concluíram que a primeira característica não causa enviesamento, a segunda causa enviesamento da regressão salarial ascendente através do Método dos Mínimos Quadrados Simples e a terceira característica produz enviesamento que tanto pode ser positivo como negativo na teoria, mas que empiricamente se espera ser negativo. Mais uma vez este é um artigo teórico que necessitaria de testes empíricos para se confirmar a importância da heterogeneidade individual na determinação dos modelos e métodos mais utilizados para explicar o risco da educação e respetiva e compensação salarial.

Apesar das conclusões e alertas dos dois artigos anteriormente apresentados, que não devem ser descuradas, atualmente e segundo Berkhout *et al.* (2010) não é evidente que se deva dar importância a este tipo de heterogeneidade inobservável, uma vez que o risco que os estudantes esperam ser compensados está relacionado com os benefícios financeiros de seguir determinada educação e os indivíduos não estão à espera de ser compensados pelas suas características individuais, mas sim pela educação escolhida. Este estudo é mais uma evidência de que existe uma compensação positiva para a variância dos salários e um efeito negativo para a assimetria. Mais uma vez, este estudo empírico tem início na estimação de equações Mincer de risco aumentado em 2 novos conjuntos de dados, novamente para a população dinamarquesa. Em concordância com o estudo de Diaz-Serrano, Hartog e Nielsen (2003), esta replicação defende que o risco e a assimetria estão associados com o tipo de educação em vez da ocupação, como argumentado em estudos anteriores. Mais ainda, não é subjetivo a potenciais enviesamentos derivados da mobilidade seletiva pós-escolaridade ao longo das observações. Este artigo tem uma importante contribuição para a literatura; em primeiro lugar, conclui que a heterogeneidade não observável não é tão importante como defendido por muitos autores, o que também já foi demonstrado por Raita (2005). Efetivamente, uma das críticas à metodologia utilizada na maioria dos artigos que exploram esta abordagem é de facto não considerarem a heterogeneidade individual, as capacidades e aptidões de cada indivíduo; crítica esta patente em artigo já citados anteriormente como sejam Hartog, Jacobs e Vijverberg (2009) e Alvarez e Browning (2002). Este estudo testa exatamente esta questão e conclui que os resultados base sobrevivem se se controlar a habilidade, o que suporta as conclusões dos artigos

anteriores, mesmo que estes tenham ignorado a questão da heterogeneidade individual; neste caso as aptidões são inferidas através dos resultados dos exames do ensino secundário. Este artigo também conclui que os emigrantes e os nativos não diferem nas atitudes face ao risco, contrariamente ao esperado (emigrantes menos avessos a risco que nativos), bem como seria de esperar que os trabalhadores do setor público fossem mais avessos ao risco do que os do setor privado, e de facto, os dados deste estudo apontam para uma subcompensação para o risco no setor público. As mulheres têm uma distribuição dos salários pós-escolaridade menos arriscada e recebem menos compensação para o risco do que os homens, o que é consistente com várias evidências que defendem que as mulheres são mais avessas ao risco que os homens. Assim, este é um artigo também importante e que suporta a orientação seguida nesta dissertação.

Hartog, Schweri e Wolter (2011) utilizaram uma metodologia diferente para a recolha de informação, através de questionário direto, aplicado a uma amostra de estudantes suíços, para investigar as perceções dos estudantes dos benefícios da educação, ou seja, tentar definir uma distribuição de salários que os estudantes esperam para eles próprios. Como principais conclusões deste artigo podemos salientar o facto dos estudantes anteciparem que o mercado fornece compensação para o risco, e estes recolhem a sua informação dos benefícios e riscos possíveis da educação através dos indivíduos com estas educações já ativos no mercado de trabalho. Os estudantes têm dificuldades em fazer previsões acertadas dos retornos individuais da educação. Eles podem observar a compensação através da média e dispersão por educação, ou seja, observam as tendências gerais do mercado na compensação salarial e usam esta informação para as suas previsões. Neste caso o pretendido é tirar conclusões acerca das expectativas e perceções dos estudantes relativamente à compensação salarial da educação, divergindo de certa forma do objeto de estudo dos artigos anteriores que exploram esta abordagem, e que tentam comprovar, testar e quantificar a compensação salarial real, efetiva, dos riscos da educação.

Dagsvik, Haegeland e Raknerud (2006) desenvolveram um método de verosimilhança máximo, com informação completa para a estimação de um modelo conjunto para a escolha da duração da escolaridade e a correspondente equação dos salários. O modelo para a escolaridade assumido neste artigo é o *Probit* Ordenado, enquanto a equação dos salários é permitida ser muito geral com variáveis explicativas que são flexíveis às transformações da escolaridade e experiência. Os coeficientes

associados com a duração da escolaridade e experiência são aleatórios e todos os termos aleatórios do modelo podem ser correlacionados. Este artigo contribuiu para o desenvolvimento do método da máxima verosimilhança para a estimação do parâmetro dos salários, e relações com decisões escolares quando se permite 2 tipos de autosseleção na escolaridade, a saber, seleção por vantagem absoluta, ou seja, a correlação existente entre a escolaridade e o termo aleatório aditivo (*additive error term*) na equação dos salários, e seleção por vantagem comparativa, a correlação entre a escolaridade e o coeficiente aleatório associado com os retornos da escolaridade e experiência. Como vantagens da utilização deste modelo os autores defendem o facto da estimação ocorrer numa etapa apenas, sem preocupações de enviesamentos das estimações dos resíduos e é relativamente fácil testar as hipóteses através dos rácios da verosimilhança. Na aplicação deste método a uma amostra da população norueguesa, o estudo confirma que os efeitos de seleção devido a fatores inobserváveis são importantes quando se analisa os retornos da escolaridade. Constata-se assim, uma correlação positiva significativa entre o termo aleatório da equação da escolha da escolaridade e os retornos da escolaridade, e uma correlação negativa significativa entre o termo aleatório da equação da escolha da escolaridade e termo erro aditivo da equação dos salários. Mais ainda se conclui neste estudo que o logaritmo dos salários se adequa mais aos dados. No que respeita à transformação das variáveis independentes, constata-se que as funções lineares "duração da escolaridade" e "experiência" dão um melhor ajuste ao modelo. Mais do que concluir sobre os retornos e dispersão salarial na Noruega, este artigo tem assim como principal objetivo testar o método da máxima verosimilhança e conclui desta forma que, sob os pressupostos normais, a distribuição de probabilidade conjunta da escolaridade e dos salários pode ser expressa de uma forma fechada, que é tratável para a análise empírica, tentando por esta via simplificar os modelos de estudo deste tema.

III. Quadro conceptual

Já em 1776, Adam Smith defendeu que, num mercado de trabalho competitivo, as diferenças salariais compensavam as diferenças na duração de escolaridade, destacando também a probabilidade de sucesso numa ocupação como outro fator que precisa de compensação para atrair oferta suficiente.

Explicitando melhor as incertezas associadas à educação, um indivíduo quando decide seguir determinada educação, com perspectiva, é claro, de exercer determinada profissão, enfrenta vários tipos de incerteza. Em primeiro lugar, logo *a priori*, o indivíduo não sabe se irá conseguir completar essa mesma educação que se propõe, ou porque a educação é mais difícil do que o indivíduo previu inicialmente, ou porque não é tão interessante e motivadora como seria de esperar. Ou seja, quer por falta de capacidades, quer por falta de interesse e motivação, a escolaridade apresenta um risco de não ser concluída, perdendo-se assim o dinheiro investindo, tanto nas propinas e restantes despesas escolares, como também o "salário perdido" por não estar a trabalhar na altura em que está a ter educação, na generalidade dos casos. Mas este não é o único risco enfrentado pelo indivíduo. Mesmo que este conclua o nível educacional a que se propõe, não existe garantia de ser um bom profissional, de conseguir ser bem-sucedido na ocupação que escolheu, por desconhecer, à data de ingresso na educação, e muitas vezes mesmo após a conclusão da educação, se tem as competências necessárias para exercer a profissão em causa. Para além disso, existe risco associado ao retorno da educação, ou seja, ao salário de determinada ocupação. Isto porque, o indivíduo não enfrenta um valor fixo mas sim uma distribuição salarial, que pode sofrer oscilações devidas a variações na procura, do ciclo de negócio e ciclos da própria economia de expansão ou recessão.

Podemos assim afirmar que os indivíduos têm a perceção destes riscos, uma vez que podem observar os salários reais no momento da decisão de seguir (ou não) determinada educação, e, desta forma podem inferir qual a distribuição de probabilidade de salários potenciais, após a conclusão dos estudos. Assim, tal como noutros investimentos, defende-se que os riscos devem ser compensados. Ou seja, dos vários tipos de educação à escolha, os indivíduos só se submetem às mesmas se forem suficientemente compensados. Esta compensação, que também podemos designar como prémio de risco,

irá surgir das reações da oferta do mercado ao diferencial do salário para as opções divergentes no risco dos salários. Compensação insuficiente para o risco irá reduzir a oferta de potenciais trabalhadores com o tipo de educação em causa e irá elevar o salário até atingir o ponto de equilíbrio. Neste estudo o que se pretende analisar é se esta compensação ao nível dos salários efetivamente existe em Portugal, para a incerteza salarial relativa a cada educação.

Desenvolvendo melhor o argumento anterior, vamos assumir que os indivíduos podem escolher entre educações, idênticas na duração e atratividade. Durante o percurso da educação os indivíduos acumulam capital humano, mas quando iniciam esta educação eles não sabem quanto e qual a sua aptidão para aquela educação. A acumulação de capital humano difere assim entre indivíduos. Os indivíduos conhecem os parâmetros da distribuição de probabilidade para a quantidade de capital humano no fim da escolaridade. Após concluírem a educação, a quantidade de capital humano é de conhecimento público.

Existe um mercado de capital humano que determina o preço de equilíbrio por unidade de eficiência de capital humano para cada educação. A oferta de novo capital humano iguala a distribuição de probabilidade do capital humano após a graduação, multiplicada pelo número de graduados. A oferta total pode ser calculada através da soma entre a oferta de novo capital humano mais um *stock* predeterminado de capital humano existente. A procura, em termos de capital humano, é uma função decrescente do preço unitário. A igualdade entre oferta e a procura determina o preço de equilíbrio. O salário esperado para uma educação, no momento da decisão de entrada, é igual ao nível esperado de capital humano após a graduação, multiplicado pelo preço unitário de capital humano. Só podemos ter equilíbrio no longo prazo se as diferenças nos salários esperados nas 2 educações coincidirem com a compensação exigida pelas diferenças no risco. Isto requer uma particular oferta de novos participantes numa educação.

Para simplificar a exposição, suponhamos que existem duas opções em aberto para um potencial estudante. As duas educações são idênticas em todos os aspetos relevantes exceto a distribuição de capital humano no final da educação. Suponhamos ainda que a educação 2 tem maior variância de capital humano após a graduação. Com um preço unitário em equilíbrio no mercado para ambas as educações, isto traduz-se em diferentes variâncias nos salários para os indivíduos contemplando a sua direção na educação a seguir. Assumindo ainda que todos os indivíduos são igualmente avessos ao risco,

implicando um prêmio de risco desejado no salário esperado da educação 2 relativamente à educação 1. O diferencial salarial realizado entre as duas educações é determinado pela oferta relativa de trabalhadores com duas educações. Uma passagem da educação 2 para a educação 1 irá aumentar o preço unitário na educação 2 e reduzir o preço unitário da educação 1, aumentando o intervalo salarial entre as duas. O equilíbrio no longo prazo existirá se a oferta for distribuída por ambas as educações de tal forma que os preços da curva da procura originarem um diferencial salarial que compense precisamente as diferenças no risco.

Podemos derivar a compensação exigida para o risco impondo igual utilidade esperada do tempo de vida para todas as educações, tal como foi apresentado por Diaz-Serrano, Hartog e Nielsen (2003). Assumimos que uma opção tem rendimentos fixos todos os anos que o indivíduo trabalha. Ignoramos o efeito da experiência individual para todas as opções. Iremos também ignorar a compensação para ganhos adiados quando se frequenta a escola, porque isso é tratado no *mark-up* usual da equação de Mincer.

Considerando assim a alternativa sem risco, os salários anuais são dados por Y_f gerando utilidade $U(Y_f)$ onde $U(\cdot)$ é a função utilidade côncava com $U' > 0$, $U'' < 0$ e $U''' > 0$. A terceira condição é necessária para ter uma aversão ao risco absoluto decrescente. Descrevendo melhor este conceito, como Arrow (1965) in Hartog e Vijverberg (2002) argumenta, ter uma aversão ao risco absoluto crescente implicaria investir menos em alternativas mais arriscadas se o rendimento aumentasse. Desta forma, Tsiang (1972) in Hartog e Vijverberg (2002) assume que o mesmo argumento é válido para o mercado de trabalho não apenas para o consumidor racional, por norma avesso ao risco.

Na opção com risco, o rendimento é único para o resto da vida de trabalho, representado por $Y_r + \varepsilon$ para igualar a utilidade esperada numa vida de trabalho requer que

$$\int_0^T U(Y_f) e^{-\rho t} dt = E \int_0^T U(Y_r + \varepsilon) e^{-\rho t} dt$$

Onde T é a duração da vida de trabalho e ρ é a taxa de desconto. Podemos escrever o lado esquerdo da equação como

$$\int_0^T U(Y_f) e^{-\rho t} dt = E \int_0^T \frac{1}{\rho} (1 - e^{-\rho T}) U(Y_f)$$

Para o termo estocástico no lado direito da equação aplica-se uma expansão de Taylor de terceira ordem à volta do valor esperado Y_f , tendo em conta a contribuição original de Pratt, (1964),

$$\int_0^T U(Y_r + \varepsilon) e^{-\rho t} dt = \frac{1}{\rho} (1 - e^{-\rho T}) \left[U'(Y_r) + \frac{1}{2} U''(Y_r) \sigma_a^2 + \frac{1}{6} U'''(Y_r) \kappa_a^3 \right]$$

Onde σ_a^2 é o segundo momento (risco) e κ_a^3 é o terceiro momento (assimetria) de ε à volta do valor esperado zero. Se reescrevermos estas 2 últimas equações, após aplicar a primeira expansão de Taylor sobre Y_r para a segunda equação nós temos

$$\frac{Y_r - Y_f}{Y_r} = -\frac{1}{2} \frac{\sigma_a^2}{Y_r^2} \frac{U''}{U'} Y_r - \frac{1}{6} \frac{\kappa_a^3}{Y_r^3} \frac{U'''}{U''} Y_r \frac{U''}{U'} Y_r = \frac{1}{2} \frac{\sigma_a^2}{Y_r^2} V_r - \frac{1}{6} \frac{\kappa_a^3}{Y_r^3} V_s V_r$$

Onde V_r é o coeficiente de Arrow-Pratt de aversão ao risco relativo e V_s é uma definição similar de afetividade por assimetria. Com V_r e V_s positivos por definição, note que na última equação, os indivíduos só entram numa educação se o efeito permanente da produção de capital humano desconhecida for compensado com o prémio de risco positivo (variância), enquanto permitem uma diminuição de rendimentos por contrapartida da assimetria.

Feito o enquadramento teórico do problema a analisar, segue-se mais concretamente a metodologia a aplicar nesta dissertação, bem como a apresentação do modelo econométrico, no capítulo que se segue.

IV. Metodologia

4.1 Hipóteses

As hipóteses principais a testar são as seguintes:

1. Existe relação entre o risco da educação e os salários em Portugal;
2. Existe relação entre a afinidade dos indivíduos pela assimetria e a distribuição dos salários, em Portugal.

Para que tal seja possível, recorrendo aos testes paramétricos apresentados pelo SPSS, é necessário testar a significância conjunta do modelo, através do Teste F de Fisher, mais conhecido como ANOVA. Neste caso em particular, a hipótese nula do teste e a hipótese alternativa são as seguintes:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots \beta_k = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0 \text{ ou } \beta_2 \neq 0 \dots \text{ou } \beta_k \neq 0$$

Ou seja, como hipótese nula temos que nenhum dos parâmetros explica a variável dependente. Como hipótese alternativa, pelo menos um dos parâmetros explica a variável dependente. Assim sendo, pretende-se rejeitar a hipótese nula, de que os parâmetros, neste caso os estimadores pois estou a trabalhar com dados amostrais nas regressões, são todos iguais a 0.

Mas este teste não é suficiente, uma vez que se rejeitar a hipótese nula não sei qual(ais) o(s) parâmetros é que influenciam a variável dependente - logaritmo da remuneração global. Assim, e recorrendo novamente ao SPSS, necessito de testar a significância individual dos estimadores dos parâmetros, através do teste t de Student. Assim sendo, as hipóteses nulas para a significância dos estimadores dos parâmetros, individualmente, são as seguintes:

$$H_0: \beta_1 = 0; H_0: \beta_2 = 0; \dots; H_0: \beta_k = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0; H_1: \beta_2 \neq 0; \dots; H_1: \beta_k \neq 0$$

Para o nível de significância de 5% (0,05), se o *p-value* (valor fornecido pelo SPSS) for inferior a 0,05 rejeito a hipótese nula. Iremos ter tantos *p-value* quantas variáveis utilizar na equação de regressão.

4.2. Variáveis

A variável dependente é o logaritmo neperiano da remuneração mensal global, em euros.

Como variáveis independentes temos a idade, o quadrado da idade, os níveis de educação dos indivíduos, os tipos de educação, bem como o risco e a assimetria.

Os tipos de educação e os níveis de educação foram transformados em variáveis artificiais em que cada nível e cada tipo de educação correspondem a uma variável, que caso a observação tenha aquele nível e aquele tipo de educação é assumido o valor 1, caso contrário a variável artificial assume valor 0. Assim, foram criadas 6 variáveis artificiais correspondentes aos vários níveis educacionais constantes na base de dados, a saber "Inferior ao 1º ciclo de Ensino Básico", "Ensino Básico", "Ensino Secundário", "Bacharelato" "Licenciatura" e "Outros", Escolheu-se os níveis em vez da duração da educação devido ao contributo de Brodaty, Gary-Bobo e Prieto (2009), pois a duração da escolaridade pode não corresponder ao nível de escolaridade esperado para aquela duração. Dito de outra forma, com 12 anos de duração de escolaridade, o normal será ter como nível de educação "ensino secundário", mas por motivos intrínsecos ao indivíduo, que pode demorar 15 anos a concluir o ensino secundário, por exemplo, ou ter 12 anos de escolaridade e não conseguir concluir o ensino secundário, ficando-se pelo ensino básico. Como o objetivo é testar o efeito do risco que determinada educação pode ter nos salários, estou interessada no nível de educação atingido para verificar se ocorreu ou não compensação, independentemente do tempo que cada indivíduo demorou a concluir a educação, pois isto está relacionado com características e constrangimento do próprio indivíduo e não da educação em si.

Quanto aos tipos de educação, foram criadas 61 variáveis artificiais, de acordo com os tipos de educação constantes na base de dados utilizada, cuja estatística descritiva, onde se pode verificar os vários tipos de educação e respetivas percentagens, consta no capítulo dos resultados. Estas variáveis relacionadas com o tipo de educação são utilizadas numa primeira regressão para calcular os resíduos que servirão de base para obtenção das variáveis "risco" e assimetria". Estas duas últimas serão calculadas através de duas metodologias diferentes, e serão utilizadas numa segunda regressão, para efetivamente se testar as hipóteses pretendidas neste estudo.

4.3. População

Pode-se afirmar que a população em estudo é a População empregada em Portugal, nos anos de 2002 a 2009. Uma vez que se recorreu a uma base de dados já existente - Quadros de Pessoal das empresas, do Banco de Portugal, que contempla toda a

população em estudo, conseguiu-se efetuar uma estatística descritiva da população em análise, por ano de referência dos dados. Todas as empresas com trabalhadores remunerados devem preencher um questionário para o Departamento de Trabalho. A base de dados contempla informação acerca dos trabalhadores como sejam a idade, educação, sexo e o salário auferido mensalmente, o que constitui uma base de dados muito adequada e rica para o objetivo de estudo desta dissertação.

4.4. Amostra

Apesar de se conseguir efetuar a estatística descritiva para a população, seria muito difícil, tendo em conta o número muito elevado de observações, estimar as regressões pretendidas nesta dissertação. Assim foi selecionada uma amostra aleatória de 5% da população em causa, de 2002 a 2009. As bases de dados anuais foram compiladas numa única base de dados com todos os anos e só depois se extraiu a amostra, recorrendo ao SPSS para o efeito.

4.5 Modelo Econométrico

O modelo econométrico é semelhante ao utilizado por Diaz-Serrano, Hartog e Nielsen (2003) e consiste na estimação em duas etapas. A primeira etapa é a regressão de uma equação dos salários Mincer *standard* onde o logaritmo dos salários é explicado através da idade, idade ao quadrado, nível de educação e tipo de educação. Efetivamente a diferença para o modelo utilizado pelos autores acima referidos prende-se com a utilização dos níveis de educação, em vez da duração da educação. Os resíduos desta regressão são utilizados para calcular medidas específicas de incerteza dos salários dos vários tipos de educação. Para calcular estas medidas de risco e assimetria, utilizaram-se duas metodologias diferentes, que apresentaremos adiante. Na segunda etapa, a variância e a assimetria são adicionadas à equação de regressão. A teoria prevê que a variância tem um efeito positivo nos salários, dado que os potenciais estudantes exigem compensação para o risco e que a assimetria tem um efeito negativo nos salários, dado que os indivíduos apreciam a baixa probabilidade de obter ganhos consideráveis. A estimação das regressões foi efetuada ano a ano para os 8 anos em análise, a saber 2002 a 2009, bem como uma última regressão com informação agregada dos 8 anos em causa, e calculou-se assim o R e K utilizando 61 tipos de educações que constam na base de dados utilizada. Para tal recorreu-se ao SPSS para efetuar ambas as regressões (lineares)

pelo método dos Mínimos Quadrados Simples. Para o cálculo das variáveis artificiais para cada nível e tipo de educação utilizou-se o programa STATA.

Apresentando as equações propriamente ditas, em primeiro lugar, estima-se para cada ano individualmente as seguintes seções transversais da equação do logaritmo dos salários, como abaixo se apresenta

$$\ln Y_{ij} = X_i\beta + \sum_j \alpha_j d_j + \varepsilon_{ij}$$

onde i representa o indivíduo e j o tipo de educação. Y é a remuneração global mensal, em euros, e matriz X inclui as variáveis idade, quadrado da idade e nível de educação. A idade foi escolhida em vez da experiência pela sua natureza exógena. Aproveitando o contributo de Brodaty, Gary-Bobo e Ana Prieto (2009), utilizou-se o nível de educação em vez da duração da educação porque este último pode variar consoante características intrínsecas ao indivíduo. Dito de outra forma, um curso superior com duração teórica de 5 anos, pode ser concluído pelo estudante em 5, ou 6, ou 7 consoante a dificuldade e outros constrangimentos e fatores que podem influenciar esta duração. O nível de educação este é fixo, ou seja quer tenha concluído a licenciatura em 5 ou 7 anos, o nível de educação é a licenciatura e é esse nível que deve ser exigida a devida compensação pelo risco. d_j são as variáveis artificiais para cada tipo de educação, e α_j são os efeitos fixos da educação que são incluídos para controlar o efeito de variáveis omissas que poderiam enviesar as medidas de risco e assimetria em cada tipo de educação.

A primeira metodologia para calcular as medidas de R e K é a seguinte:

$$R_j^{(1)} = \frac{1}{N_j} \sum_i (e_{ij} - \bar{e}_j)^2 \quad K_j^{(1)} = \frac{1}{N_j} \sum_i (e_{ij} - \bar{e}_j)^3$$

onde e_{ij} é a exponencial dos resíduos estimados ε_{ij} na primeira equação. Desta forma, R e K são estimados como o segundo e terceiro momento da distribuição de $\exp(\varepsilon_j)$.

Na etapa seguinte incluiu-se estas medidas estimadas para R e K na seguinte equação dos salários

$$\ln Y_{ij} = X_i\beta + \pi R_j + \lambda K_j + \varepsilon_{ij}$$

Segundo a teoria espera-se que π seja positivo e λ seja negativo. Nesta nova equação dos salários não se inclui as variáveis artificiais para o tipo de educação uma vez que R e K já são fixos para um dado tipo de educação.

A segunda metodologia para calcular R e K é a seguinte

$$R_j^{(2)} = \frac{1}{N_j} \sum_i \left(\frac{Y_{ij} - \hat{Y}_{ij}}{\hat{Y}_{ij}} \right)^2 \quad K_j^{(2)} = \frac{1}{N_j} \sum_i \left(\frac{Y_{ij} - \hat{Y}_{ij}}{\hat{Y}_{ij}} \right)^3$$

onde

$$\hat{Y}_{ij} = \exp X_i \hat{\beta} + \frac{\hat{\sigma}_j^2}{2}$$

e

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{\sum_i \hat{\varepsilon}_{ij}^2}{n-k-1}$$

Na penúltima expressão o $\hat{\beta}$ é o estimador do parâmetro vetor da primeira equação de regressão, portanto é fixo para cada tipo de educação. $\hat{\sigma}_j^2$ é a variância estimada do termo aleatório também da primeira equação de regressão, calculado para cada tipo de educação. Assim, $R^{(2)}$ e $K^{(2)}$ são a variância e assimetria relativa que se ajustam melhor aos valores teórico de σ_a e κ_a relativos à média, segundo Diaz-Serrano, Hartog e Nielsen (2003).

V. Resultados

5.1. Estatística descritiva da População

Em 2002 a população empregada em Portugal era de 2.820.772, tendo este valor vindo a aumentar todos os anos, atingindo em 2008 3.271.947, reduzindo para 3.128.126 de pessoas em 2009. Desta população, a percentagem de mulheres que constituem os Quadros de Pessoal das empresas tem vindo a aumentar, de 41,52% em 2002 para 44,52% em 2009, o que proporcionalmente e em sentido inverso acontece com o sexo masculino, mantendo-se no entanto como maioria como se pode constatar na tabela abaixo apresentada.

Tabela 1. Sexo da população empregada por ano de referência dos dados.

Sexo Ano	Masculino		Feminino		Total	
	Frequência	%	Frequência	%	Frequência	%
2002	1.649.501	58,48	1171271	41,52	2.820.772	100,00
2003	1.648.336	57,72	1207263	42,28	2.855.599	100,00
2004	1.675.829	57,54	1236475	42,46	2.912.304	100,00
2005	1.755.927	56,92	1328784	43,08	3.084.711	100,00
2006	1.763.375	56,55	1354624	43,45	3.117.999	100,00
2007	1.813.435	56,25	1410599	43,75	3.224.034	100,00
2008	1.825.413	55,79	1446534	44,21	3.271.947	100,00
2009	1.735.401	55,48	1392725	44,52	3.128.126	100,00
Total	13.867.217	56,80	10.548.275	43,20	24.415.492	100,00

A média das idades da população em 2002 era de 36,88 anos, com tendência crescente ao longo dos anos até aos 38,97 anos de idade em 2009, com um desvio padrão a rondar os 11 a 12 anos nos 8 anos de observações, como se pode constatar na tabela abaixo apresentada.

Tabela 2. Medidas de tendência central e de dispersão da idade da população, em anos, por ano de referência dos dados.

Ano	N	Média	Desvio- padrão	Percentil			Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
				Mín.	Máx.	Moda			
2002	2820772	36,88	11,99	0	75	26	28	36	45
2003	2855599	37,38	11,66	0	75	27	28	36	46
2004	2912304	37,63	11,54	0	75	28	28	36	46
2005	3084711	37,88	11,46	0	75	29	29	37	46
2006	3117999	38,13	11,41	0	76	30	29	37	46

2007	3224034	38,33	11,46	0	79	31	29	37	47
2008	3271947	38,57	11,45	0	77	32	30	37	47
2009	3128126	38,97	11,41	0	75	33	30	38	47
Total	24415492	38,00	11,56	0	79	31	29	37	46

No que respeita à situação profissional da população, constatamos que mais de 90% dos indivíduos são trabalhadores por conta de outrem, em todos os anos de referência dos dados, seguindo-se os empregadores, cuja percentagem ronda os 7% a 8% da população. A tabela abaixo mostra com mais detalhe estes dados.

Tabela 3. Situação Profissional da população por ano de referência dos dados.

Situação Profissional	2002 %	2003 %	2004 %	2005 %	2006 %	2007 %	2008 %	2009 %	Total %
Empregador	8,89	8,09	7,53	7,24	7,08	7,38	7,15	7,26	7,55
Trab. familiar não remunerado	0,06	0,05	0,07	0,07	0,06	0,04	0,04	0,04	0,05
Trab. por conta de outrem	90,93	91,68	92,25	92,56	92,49	92,16	92,32	92,11	92,08
Membro cooperativa prod.	0,06	0,07	0,05	0,06	0,07	0,05	0,02	0,02	0,05
Não enquadrável	0,06	0,11	0,10	0,08	0,30	0,36	0,47	0,56	0,26
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

No que respeita ao controle da remuneração auferida, cerca de 70% da população em todos os anos de referência auferem uma remuneração base completa. As remunerações incompletas têm uma tendência crescente ao longo dos 8 anos, dos 15,41% em 2002 até máximo verificado em 2008 de 19,94%. Por sua vez, percentagem de situações sem remuneração base têm diminuído ao longo dos anos de referência, de 12,93% em 2002 a 10,26% em 2008. Os três tipos de remunerações associados com o sector da pesca (completa, incompleta e sem) apresentam valores inferiores a 1% cada um delas, para todos os anos de referência dos dados. Pode-se consultar a tabela abaixo para informação mais detalhada.

Tabela 4. Controle da remuneração da população por ano de referência dos dados.

	2002 %	2003 %	2004 %	2005 %	2006 %	2007 %	2008 %	2009 %	Total %
R. Base completa	71,57	70,95	71,14	70,52	70,36	69,99	69,64	69,92	70,48
R. Base	15,41	17,21	17,86	18,73	19,14	19,30	19,94	19,58	18,46

incompleta									
Sem R. Base ou outra	12,93	11,73	10,89	10,56	10,31	10,55	10,26	10,35	10,91
R. Base completa (Pesca)	0,05	0,05	0,04	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
R. Base incompl. (Pesca)	0,04	0,05	0,06	0,07	0,07	0,06	0,06	0,07	0,06
Sem R. Base ou outra (Pesca)	0,00	0,02	0,02	0,08	0,08	0,05	0,05	0,04	0,04
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Relativamente à remuneração total propriamente dita auferida pelos trabalhadores, a média dos salários tem vindo a aumentar, como se pode constatar nas tabelas abaixo apresentadas, sendo que a média salarial em 2002 era de 718,01€ e em 2009 era de 929,42€.

Tabela 5. Medidas de tendência central e de dispersão da remuneração global em €, por ano de referência dos dados.

Ano	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
2002	2820772	718,01	1.464,10	0	924392	372,743	531,22	843,32
2003	2855599	748,16	1.261,88	0	626829	389,52	550	868,63
2004	2912304	776,37	1.506,44	0	1001880	402,063	565,9	899,88
2005	3084711	805,80	1.244,49	0	350305	413,2	586	933,1
2006	3117999	837,54	2.476,54	0	991936	430	605,38	965,37
2007	3224034	859,97	1.486,44	0	994148	445,85	628	1000
2008	3271947	903,62	1.903,07	0	1001079	466,65	658	1043,6
2009	3128126	929,42	2.374,61	0	1000522	486,69	675,8	1067,24
Total	24415492	825,56	1.785,44	0	1001880	423,98	600,2	957,83

No que concerne às variáveis relativas à educação, começámos por apresentar os resultados dos níveis de educação, conforme próxima tabela. A população empregada com educação inferior ao primeiro ciclo têm vindo a diminuir, com uma percentagem de 2,04% em 2002, decrescendo todos os anos e atingido os 1,16% em 2009. A percentagem de trabalhadores com o ensino básico também apresenta uma tendência decrescente, 68,79% em 2002 até 61,40% em 2009. Em sentido contrário encontram-se o ensino secundário 17,00% em 2002 até 21,54% em 2009, bem como o grau de licenciatura, 6,67% em 2002 atingindo em 2009 11,74%. O grau de bacharelato tem um

comportamento crescente até 2005, de 2,16% em 2002 até 2,52% em 2005 mas depois decresce ao longo dos restantes 4 anos, atingindo em 2009 os 2,11%.

Tabela 6. Nível de habilitações escolares da população por ano de referência dos dados.

Nível de habilitações	2002 %	2003 %	2004 %	2005 %	2006 %	2007 %	2008 %	2009 %	Total %
Inferior 1º Ciclo	2,04	2,01	1,93	1,67	1,51	1,43	1,27	1,16	1,61
Ensino Básico	68,79	69,32	68,54	67,15	65,64	64,39	62,83	61,40	65,89
E. Secundário	17,00	17,97	18,51	18,98	19,72	20,35	20,88	21,54	19,44
Bacharelato	2,16	2,31	2,40	2,52	2,40	2,27	2,16	2,11	2,29
Licenciatura	6,67	7,27	7,83	8,79	8,98	9,80	10,89	11,74	9,07
Outros	3,34	1,12	0,78	0,89	1,74	1,77	1,98	2,04	1,71
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Quanto aos tipos de educação propriamente ditos, estão segregados em 61 categorias, tendo em conta não só o grau de escolaridade mas principalmente a área de educação. Em 2002, os tipos de educações mais frequentes são o Ensino Básico Geral, sem vertentes profissionais ou tecnológicas, mais especificamente o “1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)”, com uma percentagem de 28,55%; o “2.Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola)” com 20,61%; o “3. Ciclo Ensino Básico (9.Ano Unificado)” com 16,03% e o “Ensino Secundário (12.Ano)” com 13,76%. No que respeita às licenciaturas, as áreas que apresentam maior percentagem de indivíduos são “Comércio e Administração” com uma percentagem de 1,33%, seguindo-se as engenharias com 1,01%.

Para 2003, a situação é semelhante, com ligeiras alterações nas percentagens dos tipos de educação mais frequente, tais como “1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)”, com uma percentagem de 27,14%; o “2.Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola)” com 21,11%; o “3. Ciclo Ensino Básico (9.Ano Unificado)” com 17,27% e o “Ensino Secundário (12.Ano)” com 14,54%. No que respeita às licenciaturas, as áreas que apresentam maior percentagem de indivíduos são “Comércio e Administração” com uma percentagem de 1,49%, seguindo-se as engenharias com 1,11%, tal como o ano anterior.

Para o ano de 2004, existe uma ligeira diminuição da percentagem do 1º (Ens. Primário 4.Classe) e 2º ciclo de ensino básico (Ens. Preparatório, Telescola), com 24,94% e 20,90% respetivamente, por contrapartida de um ligeiro aumento do 3º ciclo

do ensino básico e ensino secundário, de 18,21% e 15,00%, comparativamente com as percentagens do ano anterior. No que respeita às licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração” “Engenharias” continuam a ser as áreas de maior percentagem, com 1,56% e 1,21% respetivamente.

No ano de 2005 a situação já se altera comparativamente ao apresentado para os anos transatos. Existe uma diminuição significativa de percentagem de indivíduos com apenas o 1º ciclo do ensino básico, com 9,22% (em 2004 era de 24,94%), por contrapartida de um grande aumento de “1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índice Profissional” que passou de 1,51% em 2004 para 15,64% em 2005. O 2º ciclo do ensino básico (preparatório) é o que apresenta maior percentagem de indivíduos, com 20,64%, seguindo-se o 3º ciclo de ensino básico (9ºano) com 18,78%. A percentagem de trabalhadores com ensino secundário é de 15,37%. Nas licenciaturas mantém-se as áreas com maior percentagem, sendo que o “Comércio e Administração” atinge 1,61% e “Engenharias” 1,33%.

Em 2006, o 2º e 3º ciclo do Ensino Básico Gerais apresentam ambos a maior percentagem de trabalhadores com 19,70%, seguindo-se o 1º Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) com uma percentagem de 17,69%, e o Ensino Secundário, com 15,54%. Ao nível das licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração”, com 1,80% e as “Engenharias” com 1,50% continuam a ser as áreas de maior frequência.

No ano de 2007 a situação é similar ao ano anterior. O 2º e 3º ciclo do Ensino Básico Gerais voltam a apresentar a maior percentagem de trabalhadores com 19,22% e 20,38%, respetivamente, seguindo-se o 1º Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) com uma percentagem de 17,18%, e o Ensino Secundário, com 16,14%. Ao nível das licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração”, com 1,92% e as “Engenharias” com 1,62% continuam a ser as áreas de maior frequência.

Relativamente às percentagens dos tipos de educação para o ano de 2008, o 1º Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) apresenta uma percentagem de 16,42%. O 2º Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola) apresenta uma percentagem de trabalhadores de 18,44%. Novamente é o 3º ciclo do ensino básico (9.Ano Unificado) que apresenta uma maior percentagem de trabalhadores, a saber 21,06%. O Ensino Secundário detém uma percentagem de 16,93%. Nas licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração”, com 2,04% e as “Engenharias” com 1,80% mantêm as percentagens mais elevadas.

Em 2009, como se pode verificar na tabela abaixo, as áreas com maior frequência não se alteram significativamente. O 1º e 2º ciclo apresentam uma ligeira descida comparativamente a 2008, contrariamente ao 3º ciclo e do ensino secundário, com ligeiras subidas em 2009. Assim, O 1º Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) apresenta uma percentagem de 15,63%. O 2º Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola) apresenta uma percentagem de trabalhadores de 17,76%. O 3º ciclo do ensino básico (9.Ano Unificado) é mais uma vez a o tipo de educação que apresenta maior percentagem - 21,48%. O Ensino Secundário detém uma percentagem de 17,45%. Nas licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração”, com 2,22% e as “Engenharias” com 1,94% mantêm as percentagens mais elevadas, subindo ligeiramente também quando comparadas com os anos anteriores.

Para os 8 anos de referência dos dados da população, encontram-se descritas na tabela abaixo as frequências e percentagens dos 61 tipos de educação. O 2.Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola) é o que detém maior percentagem, com 19,75%, seguindo-se o 1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) com 19,34%, o 3.Ciclo Ensino Básico (9.Ano Unificado) com 19,20% e o Ensino Secundário com 15,64%.

Bach. Matemáticas e Estatísticas	0,01	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
Bach. Ciências Informáticas	0,07	0,08	0,08	0,09	0,08	0,08	0,07	0,08	0,08
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	0,42	0,47	0,51	0,56	0,55	0,53	0,51	0,50	0,51
Bach. Indústrias de Transformação e de Tratamento	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Bach. Arquitetura e Construção	0,08	0,08	0,08	0,09	0,07	0,07	0,06	0,06	0,07
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	0,05	0,07	0,07	0,07	0,06	0,06	0,05	0,05	0,06
Bach. Ciências Veterinárias	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Bach. Saúde	0,11	0,15	0,16	0,21	0,18	0,15	0,14	0,13	0,15
Bach. Serviços Sociais	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02
Bach. Serviços Pessoais	0,05	0,06	0,07	0,07	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06
Bach. Serviços de Transporte	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Bach. Proteção do Ambiente	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00
Bach. Serviços de Segurança	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Bacharelato Desconhecido ou Não Especificado	0,44	0,34	0,30	0,31	0,32	0,33	0,34	0,33	0,34
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Ed.	0,21	0,30	0,34	0,47	0,49	0,55	0,62	0,67	0,47
Licenc. Artes	0,08	0,10	0,12	0,14	0,14	0,17	0,19	0,22	0,15
Licenc. Letras	0,29	0,33	0,35	0,40	0,39	0,41	0,45	0,46	0,39
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	0,74	1,00	1,08	1,17	0,93	0,96	1,02	1,05	1,00
Licenc. Jornalismo e Informação	0,10	0,11	0,12	0,13	0,14	0,16	0,18	0,20	0,14
Licenc. Comércio e Administração	1,33	1,49	1,56	1,61	1,80	1,92	2,04	2,22	1,76
Licenc. Direito	0,27	0,29	0,30	0,32	0,31	0,33	0,34	0,35	0,32
Licenc. Ciências da Vida	0,07	0,10	0,12	0,14	0,13	0,15	0,16	0,18	0,13
Licenc. Ciências Físicas	0,08	0,09	0,11	0,13	0,11	0,13	0,14	0,15	0,12
Licenc. Matemáticas e Estatísticas	0,11	0,14	0,15	0,17	0,17	0,18	0,18	0,19	0,16
Licenc. Ciências Informáticas	0,21	0,27	0,31	0,32	0,34	0,37	0,41	0,44	0,34
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,01	1,11	1,21	1,33	1,50	1,62	1,80	1,94	1,46

5.2 Estatística descritiva da Amostra

No que respeita à estatística descritiva da amostra, o número de observações em 2002 foi de 141.072, tendo este valor vindo a aumentar todos os anos, atingindo em 2008 163.161, reduzindo para 156.470 de pessoas em 2009, acompanhando desta forma a tendência da população. Tal como acontece com a população, a percentagem de mulheres na amostra tem uma tendência crescente, de 41,44% em 2002 para 44,57% em 2009, o que proporcionalmente e em sentido inverso acontece com o sexo masculino, mantendo-se no entanto como maioria como se pode constatar na tabela abaixo apresentada.

Tabela 8. Sexo da amostra por ano de referência dos dados.

Sexo Ano	Masculino		Feminino		Total	
	Frequência	%	Frequência	%	Frequência	%
2002	82.614	58,56	58.458	41,44	141.072	100,00
2003	82.658	57,93	60.026	42,07	142.684	100,00
2004	83.458	57,38	62.002	42,62	145.460	100,00
2005	88.070	56,99	66.469	43,01	154.539	100,00
2006	88.413	56,67	67.590	43,33	156.003	100,00
2007	90.541	56,22	70.506	43,78	161.047	100,00
2008	90.948	55,74	72.213	44,26	163.161	100,00
2009	86.738	55,43	69.732	44,57	156.470	100,00
Total	693.440	56,82	526.996	43,18	1.220.436	100,00

A média das idades dos indivíduos que constituem a amostra é de 36,86 em 2002, com uma tendência crescente ao longo dos anos até aos 38,98 anos de idade em 2009, com um desvio padrão a rondar os 11 a 12 anos nos 8 anos de observações, como se pode constatar na tabela abaixo apresentada.

Tabela 9. Medidas de tendência central e de dispersão da idade da amostra, em anos, por ano de referência dos dados.

Ano	N	Média	Desvio-padrão				Percentil	Percentil	Percentil
			Mín.	Máx.	Moda	25	50	75	
2002	141072	36,86	12,01	0	75	27	28	36	45
2003	142684	37,39	11,62	0	75	29	28	36	46
2004	145460	37,67	11,55	0	75	28	29	36	46
2005	154539	37,90	11,44	0	75	29	29	37	46
2006	156003	38,13	11,42	0	75	30	29	37	46

2007	161047	38,35	11,46	0	78	31	30	37	47
2008	163161	38,55	11,45	0	75	32	30	37	47
2009	156470	38,98	11,37	0	75	33	30	38	47
Total	1220436	36,86	12,01	0	75	27	28	36	45

Relativamente à situação profissional, constatamos que mais de 90% dos indivíduos constituintes da amostra são trabalhadores por conta de outrem, em todos os anos de referência dos dados, seguindo-se os empregadores, cuja percentagem ronda os 7% a 9% da amostra, em linha com os resultados obtidos para a população. A tabela abaixo apresentada mostra com mais detalhe estes dados.

Tabela 10. Situação profissional da amostra por ano de referência dos dados.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Total
	%	%	%	%	%	%	%	%	%
Empregador	8,88	8,21	7,57	7,24	7,08	7,44	7,12	7,24	7,57
Trab. familiar não remunerado	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06	0,04	0,04	0,04	0,05%
Trab. por conta de outrem	90,95	91,56	92,21	92,56	92,47	92,14	92,35	92,16	92,07
Membro cooperativa produção	0,05	0,07	0,05	0,06	0,07	0,05	0,02	0,03	0,05
Não enquadrável	0,06	0,12	0,10	0,08	0,32	0,33	0,47	0,53	0,26
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

No que respeita ao controle da remuneração auferida, cerca de 70% da amostra em todos os anos de referência auferem uma remuneração base completa. As remunerações incompletas têm uma tendência crescente ao longo dos 8 anos, dos 15,41% em 2002 até máximo verificado em 2008 de 19,88%. Por sua vez, percentagem de situações sem remuneração base têm diminuído ao longo dos anos de referência, de 13,00% em 2002 a 10,23% em 2008. Os três tipos de remunerações associados com o sector da pesca (completa, incompleta e sem remuneração) apresentam valores inferiores a 1% cada um delas, em todos os anos da amostra. Pode-se consultar a tabela abaixo para informação mais detalhada.

Tabela 11. Controle da remuneração da amostra por ano de referência dos dados.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Total
	%	%	%	%	%	%	%	%	%
R. Base completa	71,49	70,79	71,09	70,62	70,34	69,94	69,72	70,00	70,47

R. Base incompleta	15,41	17,22	17,85	18,59	19,14	19,25	19,88	19,52	18,42
Sem R. Base ou outra	13,00	11,87	10,93	10,58	10,32	10,66	10,23	10,33	10,95
R. Base compl. (Pesca)	0,05	0,05	0,04	0,05	0,04	0,05	0,06	0,04	0,05
R. Base incompl. (Pesca)	0,04	0,05	0,05	0,07	0,07	0,06	0,06	0,07	0,06
Sem R. Base ou outra (Pesca)	0,00	0,02	0,03	0,08	0,09	0,04	0,04	0,03	0,04
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

A média da variável quadrado da idade dos indivíduos que constituem a amostra é de 1502,75 anos ao quadrado em 2002, com uma tendência crescente ao longo dos anos até aos 1648,79 anos ao quadrado em 2009 como se pode constatar na tabela abaixo apresentada.

Tabela 12. Medidas de tendência central e de dispersão do quadrado da idade da amostra, por ano de referência dos dados.

Ano	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
2002	141072	1502,75	937,84	0	5625	784	1296	2025
2003	142684	1533,03	930,10	0	5625	784	1296	2116
2004	145460	1552,46	929,94	0	5625	841	1296	2116
2005	154539	1567,17	925,67	0	5625	841	1369	2116
2006	156003	1584,37	928,11	0	5625	841	1369	2116
2007	161047	1602,18	930,99	0	6084	900	1369	2209
2008	163161	1617,26	932,31	0	5625	900	1369	2209
2009	156470	1648,79	931,29	0	5625	900	1444	2209
Total	1220436	1577,96	931,76	0	6084	841	1369	2116

Relativamente à remuneração total propriamente dita auferida pelos trabalhadores, a média amostral dos salários tem uma tendência crescente ao longo dos 8 anos de observações, como se pode constatar na tabela abaixo apresentada, sendo que a média salarial em 2002 era de 723,73€ e em 2009 era de 919,36€.

Tabela 13. Medidas de tendência central e de dispersão da remuneração global em €, da amostra, por ano de referência dos dados.

Ano	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
2002	141072	723,73	1816,48	0	393093	373,30	531,00	847,81

2003	142684	749,27	1014,25	0	165121	390,00	550,22	871,06
2004	145460	780,93	1937,95	0	545515	401,73	565,50	893,40
2005	154539	807,35	1059,28	0	83475	412,00	585,36	935,16
2006	156003	842,11	2875,28	0	991849	430,00	605,00	966,29
2007	161047	857,83	1647,06	0	454167	443,76	626,81	1000,00
2008	163161	903,81	2820,59	0	1001079	466,34	657,76	1041,24
2009	156470	919,36	1184,11	0	138556	485,00	674,62	1065,28
Total	141072	723,73	1816,48	0	393093	373,30	531,00	847,81

No que respeita ao logaritmo da remuneração auferida pelos trabalhadores, a média amostral desta variável tem uma tendência crescente ao longo dos 8 anos de observações, como se pode constatar nas tabelas abaixo apresentadas, sendo que a média do logaritmo salarial em 2002 era de 6,47 e em 2009 era de 6,67. Os *missings values* neste caso estão relacionados com o facto do logaritmo de 0 ser uma indeterminação, logo os trabalhadores constantes na base de dados sem remuneração (igual a 0) originam os *missings cases* desta variável.

Tabela 14. Medidas de tendência central e de dispersão do logaritmo da remuneração global em €, da amostra, por ano de referência dos dados.

Ano	N	Missings	Média	Desvio-padrão	Desvio		Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75
					Mín.	Máx.			
2002	122731	18341	6,47	0,66	1,55	12,88	6,07	6,37	6,83
2003	125718	16966	6,49	0,68	0,85	12,01	6,10	6,40	6,85
2004	129518	15942	6,51	0,68	1,45	13,21	6,11	6,42	6,87
2005	138065	16474	6,54	0,70	0,94	11,33	6,14	6,45	6,91
2006	139767	16236	6,57	0,70	0,79	13,81	6,18	6,49	6,94
2007	143811	17236	6,60	0,70	1,38	13,03	6,21	6,53	6,98
2008	146389	16772	6,64	0,70	0,97	13,82	6,25	6,57	7,02
2009	140247	16223	6,67	0,70	0,96	11,84	6,29	6,59	7,04
Total	1086246	134190	6,56	0,69	0,79	13,82	6,17	6,48	6,94

No que respeita às variáveis relativas à educação, começamos por apresentar os resultados dos níveis de educação, conforme próxima tabela. O número de indivíduos empregados na amostra com educação inferior ao primeiro ciclo tem uma tendência decrescente ao longo dos anos de referência dos dados, com uma percentagem de 2,07% em 2002, decrescendo todos os anos e atingido os 1,20% em 2009. A percentagem de trabalhadores com o ensino básico também apresenta uma tendência decrescente, de 68,58% em 2002 até 61,42% em 2009. Em sentido contrário encontram-se o ensino

secundário, de 17,18% em 2002 até 21,52% em 2009, bem como o grau de licenciatura, com 6,70% em 2002 atingindo em 2009 11,72%. O grau de bacharelato tem um comportamento crescente até 2005, de 2,14% em 2002 até 2,49% em 2005 mas depois decresce ao longo dos restantes 4 anos, atingindo em 2009 os 2,09%.

Tabela 15. Nível de habilitações escolares da amostra por ano de referência dos dados.

Nível de habilitações	2002 %	2003 %	2004 %	2005 %	2006 %	2007 %	2008 %	2009 %	Total %
Inferior 1º Ciclo	2,07	1,98	1,93	1,68	1,52	1,45	1,26	1,20	1,62
Ensino Básico	68,58	69,22	68,54	67,08	65,71	64,30	62,94	61,42	65,86
E. Secundário	17,18	17,94	18,46	18,95	19,74	20,41	20,85	21,52	19,45
Bacharelato	2,14	2,30	2,38	2,49	2,35	2,28	2,16	2,09	2,27
Licenciatura	6,70	7,37	7,86	8,90	8,95	9,78	10,84	11,72	9,09
Outros	3,33	1,19	0,82	0,88	1,72	1,78	1,96	2,06	1,71
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,

Quanto aos tipos de educação propriamente ditos, em 2002, os mais frequentes na amostra são Ensino Básico geral, sem vertentes profissionais ou tecnológicas, mais especificamente o “1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)”, com uma percentagem de 28,46%; o “2.Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola)” com 20,35%; o “3. Ciclo Ensino Básico (9.Ano Unificado)” com 16,03% e o “Ensino Secundário (12.Ano)” com 13,95%. No que respeita às licenciaturas, as áreas que apresentam maior percentagem de indivíduos são “Comércio e Administração” com uma percentagem de 1,31%, seguindo-se as engenharias com 1,01%.

Para 2003, a situação é semelhante, com o “1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)” a ser novamente o tipo de educação mais frequente, com uma percentagem de 27,00%; seguindo-se o “2.Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola)” com 21,15%; o “3. Ciclo Ensino Básico (9.Ano Unificado)” com 17,22% e o “Ensino Secundário (12.Ano)” com 14,52%. No que respeita às licenciaturas, as áreas que apresentam maior percentagem de indivíduos são, novamente, o “Comércio e Administração” com uma percentagem de 1,56%, seguindo-se as engenharias com 1,13%.

Para o ano de referência de 2004, existe uma ligeira diminuição da percentagem do 1º e 2º ciclo de ensino básico, com 25,00% e 20,92% respetivamente, por contrapartida de um ligeiro aumento do 3º ciclo do ensino básico e ensino secundário, de 18,14% e

15,01%, comparativamente com as percentagens do ano anterior. No que respeita às licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração” “Engenharias” continuam a ser as áreas de maior percentagem, com 1,55% e 1,24% respetivamente.

No ano de 2005 a situação já se altera comparativamente ao apresentado para os anos transatos. Existe uma diminuição significativa de percentagem de indivíduos com apenas o 1º ciclo do ensino básico, com 9,15% por contrapartida de um grande aumento de “1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional” que passou de 1,53% em 2004 para 15,66% em 2005. O 2º ciclo do ensino básico (preparatório) é o que apresenta maior percentagem de indivíduos, com 20,45%, seguindo-se o 3º ciclo de ensino básico (9ºano) com 18,89%. A percentagem de trabalhadores com ensino secundário é de 15,33%. Nas licenciaturas mantém-se as áreas com maior percentagem, sendo que o “Comércio e Administração” atinge 1,63% e “Engenharias” e 1,31% . .

Em 2006, o 3º Ciclo do Ensino Básico apresenta a maior percentagem de indivíduos, com 21,38%, seguindo-se o 2º Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola) com uma percentagem de 17,94%, e o Ensino Secundário, com 17,43% e o 1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) com 15,66%. Ao nível das licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração”, com 2,21% e as “Engenharias” com 1,93% continuam a ser as áreas de maior frequência.

No ano de 2007 a situação é similar ao ano anterior. O 2º e 3º ciclo do Ensino Básico voltam a apresentar a maior percentagem de trabalhadores com 19,23% e 20,41%, respetivamente, seguindo-se o 1º Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) com uma percentagem de 17,08%, e o Ensino Secundário, com 16,18%. Ao nível das licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração”, com 2,01% e as “Engenharias” com 1,59% continuam a ser as áreas de maior frequência.

Para os dados referentes a 2008, novamente é o 3º Ciclo do Ensino Básico a apresentar uma maior percentagem de trabalhadores, a saber 21,02%. O 1º Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) apresenta uma percentagem de 16,55%. O 2º Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola) apresenta uma percentagem de trabalhadores de 18,45%. O Ensino Secundário detém uma percentagem de 16,91%. Nas licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração”, com 2,01% e as “Engenharias” com 1,78% mantém as percentagens mais elevadas.

Em 2009, o 1º e 2º ciclo apresentam uma ligeira descida comparativamente a 2008, contrariamente ao 3º ciclo e do ensino secundário, com ligeiras subidas em 2009. Assim,

O 1º Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) apresenta uma percentagem de 15,66%. O 2º Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola) apresenta uma percentagem de trabalhadores de 17,94%. O 3º ciclo do ensino básico é mais uma vez a o tipo de educação que apresenta maior percentagem - 21,38%. O Ensino Secundário detém uma percentagem de 17,43%. Nas licenciaturas, as áreas de “Comércio e Administração”, com 2,21% e as “Engenharias” com 1,93% mantêm as percentagens mais elevadas, subindo ligeiramente também quando comparadas com os anos anteriores.

Para os 8 anos de referência dos dados da amostra encontram-se descritas na tabela abaixo as frequências e percentagens dos 61 tipos de educação. O 2.Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola) é o que detém maior percentagem, com 19,74%, seguindo-se o 1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe) com 19,33%, o 3.Ciclo Ensino Básico (9.Ano Unificado) com 19,18% e o Ensino Secundário com 15,66%.

Tabela 16. Habilitações escolares da amostra por ano de referência dos dados.

Habilitações Escolares	2002 %	2003 %	2004 %	2005 %	2006 %	2007 %	2008 %	2009 %	Total %
Não Sabe Ler Nem Escrever	0,61	0,51	0,42	0,36	0,21	0,31	0,24	0,21	0,37
Sabe Ler e Escrever s/ Possuir 1.Ciclo Ens.Bas.	1,46	1,48	1,51	1,32	1,00	1,15	1,03	1,00	1,26
1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)	28,46	27,00	25,00	9,15	15,66	17,08	16,55	15,66	19,33
1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	0,80	0,90	1,53	15,66	3,76	4,88	4,23	3,76	4,80
2.Ciclo Ensino Básico (Ens. Preparatório, Telescola)	20,35	21,15	20,92	20,45	17,94	19,23	18,45	17,94	19,74
2.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	0,72	0,75	0,75	0,73	0,77	0,79	0,78	0,77	0,76
3.Ciclo Ensino Básico (9.Ano Unificado)	16,03	17,22	18,14	18,89	21,38	20,41	21,02	21,38	19,18
Ensino Técnico	1,73	1,59	1,47	1,38	0,97	1,06	0,97	0,97	1,28
3.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	0,29	0,39	0,46	0,54	0,71	0,61	0,70	0,71	0,53
Cursos das Escolas Profissionais-Nível Ii	0,19	0,23	0,25	0,28	0,24	0,24	0,25	0,24	0,24
Ensino Secundário (12.Ano)	13,95	14,52	15,01	15,33	17,43	16,18	16,91	17,43	15,66
Ensino Secundário Técnico Complementar	1,97	2,09	2,16	2,25	2,51	2,71	2,47	2,51	2,38
Ensino Secundário Técnico-profissional	0,90	0,98	0,94	1,00	1,14	1,11	1,07	1,14	1,02
Cursos das Escolas Profissionais-Nível III	0,36	0,36	0,35	0,37	0,43	0,41	0,40	0,43	0,39
Bach. Formação Professores e Ciências da Educação	0,16	0,19	0,21	0,18	0,12	0,14	0,13	0,12	0,16
Bach. Artes	0,04	0,05	0,05	0,04	0,05	0,06	0,05	0,05	0,05
Bach. Letras Humanidades	0,05	0,06	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
Bach. Ciências Sociais e do Comportamento	0,05	0,07	0,09	0,10	0,06	0,07	0,06	0,06	0,07
Bach. Jornalismo e Informação	0,02	0,03	0,02	0,03	0,03	0,02	0,03	0,03	0,02
Bach. Comércio e Administração	0,52	0,55	0,57	0,54	0,45	0,48	0,44	0,45	0,51
Bach. Direito	0,02	0,02	0,03	0,03	0,04	0,02	0,03	0,04	0,03
Bach. Ciências da Vida	0,01	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02
Bach. Ciências Físicas	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02

Bach. Matemáticas e Estatísticas	0,01	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
Bach. Ciências Informáticas	0,06	0,08	0,08	0,08	0,07	0,08	0,08	0,07	0,08
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	0,41	0,47	0,48	0,58	0,49	0,55	0,50	0,49	0,51
Bach. Indústrias de Transformação e de Tratamento	0,01	0,01	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
Bach. Arquitetura e Construção	0,08	0,07	0,08	0,07	0,05	0,07	0,06	0,05	0,07
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	0,05	0,07	0,06	0,07	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
Bach. Ciências Veterinárias	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Bach. Saúde	0,11	0,13	0,17	0,20	0,14	0,14	0,15	0,14	0,15
Bach. Serviços Sociais	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,02	0,03	0,03	0,02
Bach. Serviços Pessoais	0,06	0,06	0,05	0,07	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
Bach. Serviços de Transporte	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,00	0,01	0,01	0,01
Bach. Proteção do Ambiente	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00
Bach. Serviços de Segurança	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Bacharelato Desconhecido ou Não Especificado	0,44	0,33	0,29	0,30	0,32	0,35	0,34	0,32	0,33
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Educação	0,22	0,29	0,34	0,50	0,69	0,56	0,57	0,69	0,46
Licenc. Artes	0,08	0,10	0,11	0,14	0,22	0,17	0,21	0,22	0,15
Licenc. Letras Humanidades	0,28	0,34	0,34	0,40	0,46	0,38	0,44	0,46	0,38
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	0,73	0,97	1,06	1,17	1,04	0,97	1,00	1,04	0,99
Licenc. Jornalismo e Informação	0,09	0,12	0,14	0,13	0,19	0,15	0,16	0,19	0,14
Licenc. Comércio e Administração	1,31	1,56	1,55	1,63	2,21	2,01	2,01	2,21	1,77
Licenc. Direito	0,25	0,32	0,32	0,33	0,36	0,33	0,34	0,36	0,32
Licenc. Ciências da Vida	0,08	0,10	0,12	0,16	0,19	0,14	0,15	0,19	0,13
Licenc. Ciências Físicas	0,07	0,09	0,11	0,12	0,13	0,13	0,14	0,13	0,12
Licenc. Matemáticas e Estatísticas	0,12	0,14	0,14	0,18	0,18	0,18	0,18	0,18	0,17
Licenc. Ciências Informáticas	0,23	0,26	0,31	0,32	0,45	0,38	0,40	0,45	0,34
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,01	1,13	1,24	1,31	1,93	1,59	1,78	1,93	1,45

5.3 Estimação da Regressão Linear Múltipla pelo Método OLS - 1ª Metodologia

Nas tabelas abaixo apresentadas constam os resultados da estatística do risco e da assimetria, bem como das estimações por ano, no total de oito regressões, e de uma regressão efetuada com dados de todos os anos, seguindo a primeira metodologia.

Podemos afirmar, para todas as regressões efetuadas, que o modelo é adequado, na sua globalidade, para explicar a variável dependente (logaritmo da remuneração mensal) dado que, para um nível de significância de 5%, o *p-value* da estatística de teste F de Fisher (ANOVA) é inferior a 0,05, em todas as regressões, rejeitando-se assim a hipótese nula. Dito de outra forma, pelo menos uma variável independente do modelo afeta significativamente a probabilidade de ocorrência da variável dependente.

Relativamente aos estimadores dos parâmetros, em todos os casos os *p-value* são inferiores a 0,05 (nível de significância), logo rejeito a hipótese nula, cada um dos estimadores é diferente de 0, isto quer dizer que todas as variáveis independentes explicam o modelo, explicam a variável dependente, para todas as regressões efetuadas.

No entanto, no que respeita aos valores esperados dos coeficientes para o risco e para a assimetria, os sinais no ano de 2003, 2005 e 2008 são contrários aos que a teoria prevê.

No que respeita à estatística descritiva das variáveis Risco e Assimetria, quando calculadas pela primeira metodologia, os resultados são apresentados nas tabelas abaixo. Não se deteta nenhuma tendência crescente ou decrescente ao longo dos 8 anos em ambas as variáveis, sendo que os anos de 2003 e 2009 são os que a média do risco é mais baixa, 1,48, e em 2006 a média do risco é de 22,28, valor mais elevado dos 8 anos.

Tabela 17. Estatística descritiva do risco, calculado pela 1ª metodologia, por ano de referência dos dados.

Risco	N	Missings	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Risco 2002	122731	1097705	6,67	10,05	0,14	109,89
Risco 2003	142684	1077752	1,48	1,3	0,59	14,13
Risco 2004	129518	1090918	6,58	11,54	0,03	33,39
Risco 2005	154539	1065897	3,22	1,35	2,02	19,3
Risco 2006	156003	1064433	22,28	39,92	1,51	106,29
Risco 2007	143798	1076638	6,25	9,98	0,08	26,49
Risco 2008	146376	1074060	6,29	57,36	0	877,88
Risco 2009	140232	1080204	1,48	2,5	0,02	16,17
Risco Total	1118906	101530	7,04	27,11	0	877,88

Tabela 18. Estatística descritiva da assimetria, calculado pela 1ª metodologia, por ano de referência dos dados.

Assimetria	N	Missings	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Assimetria 2002	122731	1097705	6386,63	11717,6	-0,04	83166,3
Assimetria 2003	142684	1077752	29,97	161,36	2,38	1421,59
Assimetria 2004	129518	1090918	3687,64	8355,22	-0,1	23360,6
Assimetria 2005	154539	1065897	60,96	136,54	10,64	1875,41
Assimetria 2006	156003	1064433	31903,9	67643,4	-75,88	176810
Assimetria 2007	143798	1076638	4286,27	8622,94	-0,01	21845,6
Assimetria 2008	146376	1074060	3137	42626,2	-0,01	650947
Assimetria 2009	140232	1080204	104,01	458,38	0	2801,78
Assimetria Total	1135879	84557	6464,05	31660,2	-75,88	650947

5.3.1 Ano de 2002

Para o ano de 2002, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,219, o que significa que o modelo explica cerca de 21,9% da variável dependente.

Tabela 19. R^2 ajustado para o ano de 2002.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,468	,219	,219	,58370

Podemos afirmar, que o modelo é adequado na sua globalidade para explicar a variável dependente dado que o *p-value* do teste F de Fisher é 0,000 logo inferior a 0,05 (nível de significância) rejeitando-se assim a hipótese nula. Dito de outra forma, pelo menos uma variável independente do modelo afeta significativamente a probabilidade de ocorrência da variável dependente.

Tabela 20. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2002.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
1Regressão	11706,055	9	1300,673	3817,649	,000
Resíduos	41811,036	122721	,341		
Total	53517,091	122730			

Em 2002, o salário é aumentado em cerca de 22,9% para o nível educacional "ensino básico" comparativamente ao nível de educação "inferior ao ensino básico", O incremento percentual nos salários pelo nível de educação ser o ensino secundário comparativamente ao nível "inferior ao ensino básico" é de aproximadamente 59,0%. O incremento percentual nos salários pelo nível de educação ser o Bacharelato relativamente ao nível "inferior ao ensino básico" é de 98,7%. Pelo facto dos indivíduos terem licenciatura em vez do nível de educação "inferior ao ensino básico", o salário é incrementado em 119,5%. Finalmente, o diferencial nos salários entre outros níveis educacionais e o nível "inferior ao ensino básico" é de 29,3%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Também podemos constatar, como a teoria prevê, que os salários aumentam com o risco salarial, uma vez que o estimador do parâmetro é positivo para esta variável. Por sua vez, os salários diminuem com a assimetria da distribuição salarial, tal como esperado.

Tabela 21. Resultados da estimação para o ano de 2002.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,233	,017		299,268	,000
Ensino Básico	,229	,011	,161	19,892	,000
Ensino Secundário	,590	,012	,339	48,418	,000
Bacharelato	,987	,017	,218	57,168	,000
Licenciatura	1,195	,013	,446	91,113	,000
Outros	,293	,015	,079	19,837	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,407	-30,871	,000
Idade	,036	,001	,629	47,919	,000
Risco 2002	,003	,001	,053	6,481	,000
Assimetria 2002	-2,187E-6	,000	-,039	-4,830	,000

5.3.2 Ano de 2003

Para o ano de 2003, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,224, o que significa que o modelo explica cerca de 22,4% da variável dependente.

Tabela 22. R² ajustado para o ano de 2003.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,473	,224	,224	,59771

Podemos afirmar, que o modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente, como se pode constatar na tabela abaixo apresentada. Dito de outra forma, pelo menos uma variável independente do modelo afeta significativamente a probabilidade de ocorrência da variável dependente.

Tabela 23. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2003.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	12978,550	9	1442,061	4036,417	,000
Resíduos	44910,774	125708	,357		
Total	57889,324	125717			

Em 2003, o salário aumenta 25,4% para o nível educacional "ensino básico" quando comparado com o nível de educação "inferior ao ensino básico". O incremento percentual nos salários pelo nível de educação ser o ensino secundário comparativamente ao nível "inferior ao ensino básico" é de cerca de 61,7%. O incremento percentual nos salários pelo nível de educação ser o Bacharelato relativamente ao nível "inferior ao ensino básico" é de 103,3%. Pelo facto dos indivíduos terem licenciatura em vez do nível de educação inferior ao ensino básico, os salários são incrementados em aproximadamente 121,0%. Finalmente, o diferencial nos salários entre outros níveis educacionais e o nível "inferior ao ensino básico" é de 11,6%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Contrariamente ao que a teoria prevê, os salários diminuem com o risco salarial. Para a assimetria, os salários aumentam com o aumento desta variável, o que também contraria a teoria.

Tabela 24. Resultados da estimação para ano de 2003.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,002	,020		244,750	,000
Ensino Básico	,254	,012	,173	21,416	,000
Ensino Secundário	,617	,013	,351	48,894	,000
Bacharelato	1,033	,016	,228	62,969	,000
Licenciatura	1,210	,014	,460	89,107	,000
Outros	,116	,020	,018	5,757	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,573	-39,186	,000
Idade	,047	,001	,782	53,503	,000
Risco 2003	-,003	,004	-,005	-,587	,557
Assimetria 2003	,000	,000	,097	11,367	,000

5.3.3. Ano de 2004

Para o ano de 2004, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,219, o que significa que a variável dependente é explicada em cerca de 21,9% pelas variáveis independentes.

Tabela 25. R^2 ajustado para o ano de 2004.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,468	,219	,219	,60059

Podemos constatar na tabela abaixo apresentada que o modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente.

Tabela 26. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2004.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	13113,849	9	1457,094	4039,487	,000
Resíduos	46715,180	129508	,361		
Total	59829,029	129517			

Em 2004, o incremento nas remunerações é de 24,2% pelo facto do nível educacional ser o "ensino básico" em vez do nível "inferior ao ensino básico". O incremento percentual nos salários pelo nível de educação ser o ensino secundário comparativamente ao nível "inferior ao ensino básico" é de aproximadamente 61,1%. O salário aumenta 99,5% para o nível educacional Bacharelato quando comparado com o nível de educação "inferior ao ensino básico". Pelo facto dos indivíduos terem licenciatura em vez do nível de educação "inferior ao ensino básico", os salários são incrementados em 118,4%. Finalmente, o diferencial nos salários entre outros níveis educacionais e o nível "inferior ao ensino básico" é de cerca de 9,9%.

Os salários apresentam uma tendência côncava com a idade.

Também podemos constatar, como a teoria prevê, que os salários aumentam com o risco salarial e que diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 27. Resultados da estimação para ano de 2004.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	4,992	,020		246,154	,000
Ensino Básico	,242	,012	,165	20,232	,000
Ensino Secundário	,611	,015	,350	40,893	,000
Bacharelato	,995	,016	,222	61,836	,000
Licenciatura	1,184	,013	,462	88,367	,000
Outros	,099	,023	,013	4,399	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,594	-40,095	,000
Idade	,048	,001	,803	54,323	,000
Risco 2004	,004	,001	,070	4,260	,000
Assimetria 2004	-5,728E-6	,000	-,070	-4,106	,000

5.3.4. Ano de 2005

Para o ano de 2005, R^2 ajustado da regressão foi de 0,216. Desta forma podemos afirmar que a variável dependente é explicada em cerca de 21,6% pelo modelo.

Tabela 28. R^2 ajustado para o ano de 2005.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,465	,216	,216	,61789

Podemos afirmar, que globalmente o modelo é adequado para explicar a variável dependente, como se apresenta na tabela abaixo.

Tabela 29. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2005.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	14551,875	9	1616,875	4234,942	,000
Resíduos	52708,558	138055	,382		
Total	67260,433	138064			

Em 2005, o salário aumenta em 28,2% para o nível educacional "ensino básico" quando comparado com o nível de educação "inferior ao ensino básico". O incremento percentual nos salários pelo nível de educação ser o ensino secundário comparativamente ao nível "inferior ao ensino básico" é de 67,6%. O incremento percentual nos salários pelo nível de educação ser o Bacharelato relativamente ao nível "inferior ao ensino básico" é de 108,2%. Pelo facto dos indivíduos terem licenciatura em vez do nível de educação "inferior ao ensino básico", os salários são incrementados em 123,8%. Finalmente, os diferenciais salariais entre outros níveis educacionais e o nível "inferior ao ensino básico" são de aproximadamente 12%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Contrariamente ao que a teoria prevê, os salários diminuem com o risco salarial, e aumentam com a assimetria salarial.

Tabela 30. Resultados da estimação para ano de 2005.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,075	,025		203,260	,000
Ensino Básico	,282	,013	,190	21,875	,000

Ensino Secundário	,676	,013	,381	51,042	,000
Bacharelato	1,082	,016	,241	65,658	,000
Licenciatura	1,238	,014	,500	89,469	,000
Outros	,120	,022	,016	5,402	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,566	-39,152	,000
Idade	,048	,001	,776	53,793	,000
Risco 2005	-,051	,005	-,099	-10,930	,000
Assimetria 2005	,001	,000	,139	15,145	,000

5.3.5 Ano de 2006

Para o ano de 2006, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,199. Desta forma podemos afirmar o modelo explica 19,9% da variável dependente.

Tabela 31. R^2 ajustado para o ano de 2006.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,446	,199	,199	,62201

O modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente, conforme resultados do Teste F de Fisher apresentados na tabela 32.

Tabela 32. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2006.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	13452,352	9	1494,706	3863,380	,000
Resíduos	54070,686	139757	,387		
Total	67523,039	139766			

Para o ano de 2006, o incremento nas remunerações é de 30,1% pelo facto do nível educacional ser o "ensino básico" em vez do nível "inferior ao ensino básico". O incremento percentual nos salários pelo nível de educação ser o ensino secundário comparativamente ao nível "inferior ao ensino básico" é de 65,4%. Os salários aumentam 107,0% para o nível educacional Bacharelato quando comparado com o nível

de educação "inferior ao ensino básico". Pelo facto dos indivíduos terem licenciatura em vez do nível de educação "inferior ao ensino básico", os salários são incrementados em cerca de 119,3%. Finalmente, o diferencial nos salários entre outros níveis educacionais e o nível "inferior ao ensino básico" é de 56,3%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como a teoria prevê, os salários aumentam com o risco salarial e que diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 33. Resultados da estimação para ano de 2006.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,000	,021		232,753	,000
Ensino Básico	,301	,013	,206	22,462	,000
Ensino Secundário	,654	,014	,376	47,399	,000
Bacharelato	1,070	,017	,233	62,438	,000
Licenciatura	1,193	,014	,488	82,819	,000
Outros	,563	,019	,102	29,904	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,554	-38,010	,000
Idade	,047	,001	,751	51,711	,000
Risco 2006	,001	,000	,064	4,186	,000
Assimetria 2006	-6,259E-7	,000	-,064	-4,188	,000

5.3.6. Ano de 2007

Para o ano de 2007, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,184, o que significa que o modelo explica 18,4% da variável dependente.

Tabela 34. R^2 ajustado para o ano de 2007.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,429	,184	,184	,62779

O modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente, conforme apresentado na tabela abaixo apresentada.

Tabela 35. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2007.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	12801,312	9	1422,368	3608,996	,000
Resíduos	56669,344	143788	,394		
Total	69470,656	143797			

Para o ano de 2007, e sempre comparativamente ao nível educacional "inferior ao ensino básico, o salário é aumentado em 26,6% para o nível educacional "ensino básico", 55,7% para o "ensino secundário", 95,5% para o Bacharelato, 106,1% para a Licenciatura e 49,1% para "Outros".

Mais uma vez, os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como esperado, os salários aumentam com o risco salarial e que diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 36. Resultados da estimação para ano de 2007.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,070	,021		238,885	,000
Ensino Básico	,266	,014	,183	19,387	,000
Ensino Secundário	,557	,015	,324	37,873	,000
Bacharelato	,955	,018	,204	53,264	,000
Licenciatura	1,061	,015	,450	70,547	,000
Outros	,491	,019	,091	25,782	,000
Idade	,046	,000	-,552	-39,002	,000
Idade ao quadrado	,000	,001	,743	52,726	,000
Risco 2007	,032	,003	,458	12,463	,000
Assimetria 2007	-3,770E-5	,000	-,468	-12,472	,000

5.3.7 Ano de 2008

Para o ano de 2008, R^2 ajustado da regressão foi de 0,182. Desta forma podemos afirmar o modelo explica 18,2% da variável dependente.

Tabela 37. R^2 ajustado para o ano de 2008.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,426	,182	,182	,63705

Mais uma vez podemos constatar na tabela 38 que o modelo na sua globalidade é adequado para explicar a variável dependente.

Tabela 38. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2008.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	13193,570	9	1465,952	3612,244	,000
Resíduos	59399,529	146366	,406		
Total	72593,100	146375			

Para os dados referentes ao ano de 2008, o nível educacional "ensino básico" aumenta os salários em 31,2%, o "ensino secundário" incrementa os salários em 66,2%, o Bacharelato incrementa os salários em 100,6%, a Licenciatura aumenta os salários em 112,6% e o nível educacional "Outros" aumenta os salários em 65,5%, quando comparados com o nível educacional "inferior ao ensino básico", em todos os casos.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Os salários diminuem com o risco salarial, e aumentam com a assimetria salarial, contrariamente ao esperado.

Tabela 39. Resultados da estimação para ano de 2008.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		Sig.
	B	Erro-padrão	Beta	t	
Constante	5,185	,022		235,956	,000
Ensino Básico	,312	,015	,214	21,013	,000
Ensino Secundário	,662	,015	,382	42,804	,000

Bacharelato	1,006	,019	,206	51,761	,000
Licenciatura	1,126	,016	,495	72,514	,000
Outros	,655	,019	,126	34,099	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,494	-35,709	,000
Idade	,043	,001	,682	49,430	,000
Risco 2008	-,027	,002	-2,229	-13,899	,000
Assimetria 2008	3,692E-5	,000	2,235	13,928	,000

5.3.8. Ano de 2009

Relativamente a 2009, R^2 ajustado da regressão foi de 0,194. Desta forma podemos afirmar o modelo explica 19,4% da variável dependente.

Tabela 40. R^2 ajustado para o ano de 2009.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,441	,194	,194	,62830

Globalmente, o modelo é adequado para explicar a variável dependente, conforme o *p-value* de 0,000 apresentado na tabela abaixo.

Tabela 41. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o ano de 2009.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	13351,913	9	1483,546	3758,143	,000
Resíduos	55353,343	140222	,395		
Total	68705,256	140231			

Para o ano de referência de 2009, quando comparados com o nível educacional “inferior ao ensino básico”, o “ensino básico” aumenta os salários em 26,1%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 59,4%, o Bacharelato incrementa os salários em 99,0%, a Licenciatura aumenta os salários em 108,3% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 58,9%.

Os salários apresentam novamente um comportamento côncavo com a idade.

Tal como previsto pela teoria, os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 42. Resultados da estimação para ano de 2009.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,092	,023		224,697	,000
Ensino Básico	,261	,015	,182	17,251	,000
Ensino Secundário	,594	,016	,349	38,150	,000
Bacharelato	,990	,019	,200	51,890	,000
Licenciatura	1,083	,016	,495	68,018	,000
Outros	,589	,020	,117	30,046	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,527	-37,373	,000
Idade	,045	,001	,717	50,928	,000
Risco 2009	,061	,003	,217	22,989	,000
Assimetria 2009	,00032	,000	-,207	-21,965	,000

5.3.9. Total da amostra

No que respeita à regressão efetuada com os dados agregados de todos os anos de referência da amostra, o R^2 ajustado é de 0,204, quer isto dizer que o modelo explica 20,4% da variável dependente.

Tabela 43. R^2 ajustado para o total da amostra.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,452	,204	,204	,61828

Também para esta regressão, o modelo é adequado para explicar a variável dependente, tal como se apresenta na tabela 44.

Tabela 44. Teste à significância conjunta do modelo (ANOVA) para o total da amostra.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	106415,118	9	11823,902	30930,424	,000
Resíduos	415220,086	1086184	,382		
Total	521635,204	1086193			

Os coeficientes para a regressão com todos os dados da amostra são os apresentados na tabela abaixo. Para os diferentes níveis de educação, quando comparados com o nível educacional “inferior ao ensino básico”, o "ensino básico" aumenta os salários em 28,1%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 63,5%, o Bacharelato aumenta as remunerações em 103,2%, a Licenciatura aumenta os salários em 117,4% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 45,6%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como previsto pela teoria, os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 45. Resultados da estimação para o total da amostra.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		Sig.
	B	Erro-padrão	Beta	t	
Constante	5,053	,007		692,519	,000
Ensino Básico	,281	,005	,192	60,815	,000
Ensino Secundário	,635	,005	,364	132,903	,000
Bacharelato	1,032	,006	,221	169,596	,000
Licenciatura	1,174	,005	,483	234,978	,000
Outros	,456	,007	,083	69,764	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,532	-106,474	,000
Idade	,045	,000	,737	147,720	,000
Risco global	,0003	,000	,013	5,850	,000
Assimetria global	-2,482E-7	,000	-,012	-5,328	,000

5.4. Estimação da Regressão Linear Múltipla pelo Método OLS - 2ª Metodologia

Nas tabelas abaixo apresentadas constam os resultados da estatística do risco e da assimetria, bem como das estimações por ano, no total de oito regressões, e de uma regressão efetuada com dados de todos os anos, desta vez seguindo a segunda metodologia.

Podemos afirmar, para todas as regressões efetuadas, que o modelo é adequado na sua globalidade para explicar a variável dependente (logaritmo da remuneração mensal) dado que o *p-value* do teste F de Fisher (ANOVA) é inferior ao nível de significância (0,05), rejeitando-se assim a hipótese nula. Dito de outra forma, pelo menos uma variável independente do modelo afeta significativamente a probabilidade de ocorrência da variável dependente.

Relativamente aos estimadores dos parâmetros, em todos os casos o *p-value* do teste t de Student é inferior a 0,05, logo rejeito a hipótese nula, cada um dos estimadores é diferente de 0, quer isto dizer que todas as variáveis independentes explicam o modelo, explicam a variável dependente, para todas as regressões efetuadas, exceto o estimador do parâmetro para o risco no ano de 2008, pois esta variável foi excluída da regressão.

No que respeita aos valores esperados dos coeficientes para o risco e para a assimetria, apenas em 2008 não estão de acordo com o previsto na teoria, dado que o risco foi excluído da regressão como já referido acima. Em todos os outros casos, os resultados estão de acordo com o previsto pela teoria.

No que respeita à estatística descritiva das variáveis Risco e Assimetria, quando calculadas pela segunda metodologia, os resultados são os apresentados nas tabelas abaixo. Neste caso também não se deteta nenhuma tendência crescente ou decrescente ao longo dos 8 anos em ambas as variáveis, sendo que o ano de 2002 é o que apresenta a média mais baixa em ambas as variáveis, 5,33E-05 e 0,0115265 respetivamente, e em 2008 é o ano cuja média atinge os valores mais elevados, sendo de 0,0061505 a média para o risco, e 4,0813909 para a assimetria.

Tabela 46. Estatística descritiva do risco, calculado pela 2ª metodologia, por ano de referência dos dados.

	N	Missings	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Risco 2002	122731	1097705	5,33E-05	0,00532	3,12E-19	1,25557
Risco 2003	125272	1095164	0,00053	0,03532	7,21E-15	10,1054
Risco 2004	128423	1092013	0,00088	0,09749	3,26E-14	29,758

Risco 2005	137302	1083134	0,00058	0,04781	3,85E-30	16,2677
Risco 2006	138848	1081588	0,00192	0,35882	1,08E-15	103,721
Risco 2007	142810	1077626	0,00076	0,07778	1,31E-14	25,7118
Risco 2008	145060	1075376	0,00615	2,15265	6,54E-29	819,85
Risco 2009	138910	1081526	0,00065	0,05608	2,19E-15	15,1687
Risco Total	1079356	141080	0,00151	0,80132	3,85E-30	819,85

Tabela 47. Estatística descritiva da assimetria, calculado pela 2ª metodologia, por ano de referência dos dados.

	N	Missings	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Assimetria 2002	122731	1097705	0,01153	2,1444	-0,0002	660,887
Assimetria 2003	125272	1095164	0,01426	3,95195	-0,0442	1395,83
Assimetria 2004	128423	1092013	0,20308	63,8404	-0,1218	22833
Assimetria 2005	137302	1083134	0,02001	4,94974	-0,1947	1796,88
Assimetria 2006	138848	1081588	1,48149	478,093	-0,0549	176404
Assimetria 2007	142810	1077626	0,16401	57,6858	-0,1149	21792
Assimetria 2008	145060	1075376	4,08139	1548,26	-0,043	589680
Assimetria 2009	138910	1081526	0,03842	8,93743	-0,0314	2741,73
Assimetria Total	1079356	141080	0,79542	593,719	-0,1947	589680

5.4.1. Ano de 2002

Para o ano de 2002, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,223, o que significa que o modelo explica cerca de 22,3% da variável dependente.

Tabela 48. R^2 ajustado para o ano de 2002.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,473	,223	,223	,58198

O modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente, conforme apresentado na tabela abaixo.

Tabela 49. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para o ano de 2002.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	11951,250	9	1327,917	3920,606	,000
Resíduos	41565,841	122721	,339		
Total	53517,091	122730			

Para o ano de 2002 e para os diferentes níveis de educação, quando comparados com o nível educacional “inferior ao ensino básico”, o "ensino básico" aumenta os salários em 23,3%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 60,1%, o Bacharelato incrementa as remunerações em 103,3%, a Licenciatura aumenta o os salários em 119,5% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 30,3%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como previsto pela teoria, os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 50. Resultados da estimação para ano de 2002.

	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,236	,017		300,444	,000
Idade	,036	,001	,629	48,121	,000
Ensino Básico	,233	,011	,164	20,383	,000
Ensino Secundário	,601	,012	,346	49,968	,000
Bacharelato	1,033	,016	,228	64,637	,000
Licenciatura	1,195	,013	,446	91,536	,000
Outros	,303	,015	,081	20,768	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,408	-31,128	,000
Risco 2002	15,777	,777	,127	20,308	,000
Assimetria 2002	-,021	,002	-,068	-10,888	,000

5.4.2. Ano de 2003

Para o ano de 2003, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,216. Assim, podemos afirmar que o modelo explica cerca de 21,6% da variável dependente.

Tabela 51. R² ajustado para o ano de 2003.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,465	,216	,216	,59903

O modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente, conforme mostrado na tabela abaixo apresentada.

Tabela 52. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para o ano de 2003.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	12416,926	9	1379,658	3844,793	,000
Resíduos	44948,789	125262	,359		
Total	57365,715	125271			

Em 2003, para os vários níveis de educação comparativamente ao nível educacional “inferior ao ensino básico”, o “ensino básico” aumenta os salários em 27,1%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 62,9%, o Bacharelato incrementa a os salários 102,4%, a Licenciatura aumenta os salários em 121,6% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 12,1%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como a teoria prevê, os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 53. Resultados da estimação para ano de 2003.

	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
(Constante)	4,992	,020		250,129	,000
Idade	,047	,001	,780	53,030	,000
Ensino Básico	,271	,012	,185	22,827	,000
Ensino Secundário	,629	,012	,359	50,510	,000
Bacharelato	1,024	,016	,227	63,124	,000

Licenciatura	1,216	,013	,454	90,516	,000
Outros	,121	,020	,019	6,026	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,564	-38,284	,000
Risco 2003	1,810	,088	,094	20,518	,000
Assimetria 2003	-,009	,001	-,053	-11,538	,000

5.3.3. Ano de 2004

Para o ano de 2004, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,219, o que significa que a variável dependente é explicada pelo modelo em 21,9%.

Tabela 54. R^2 ajustado para o ano de 2004.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,468	,219	,219	,59909

Globalmente, o modelo é adequado para explicar a variável dependente, conforme apresentado na tabela 55.

Tabela 55. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para o ano de 2004.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	12950,820	9	1438,980	4009,292	,000
Resíduos	46088,868	128413	,359		
Total	59039,689	128422			

Para o ano de referência dos dados de 2004 e para os vários níveis de educação relativamente ao nível educacional “inferior ao ensino básico”, o “ensino básico” aumenta os salários em sensivelmente 23,0%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 59,6%, o Bacharelato incrementa a variável dependente em 97,7%, a Licenciatura aumenta os salários em 117,6% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 8,7%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como previsto pela teoria, os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 56. Resultados da estimação para ano de 2004.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,001	,021		234,214	,000
Idade	,049	,001	,808	54,207	,000
Ensino Básico	,230	,013	,156	17,174	,000
Ensino Secundário	,596	,014	,344	43,057	,000
Bacharelato	,977	,017	,219	56,976	,000
Licenciatura	1,176	,015	,451	80,249	,000
Outros	,087	,023	,011	3,725	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,595	-39,892	,000
Risco 2004	,727	,036	,105	20,338	,000
Assimetria 2004	,00066	,000	-,062	-12,011	,000

5.4.4. Ano de 2005

Em 2005, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,215, o que significa que a variável dependente, ou seja, o logaritmo da remuneração, é explicado pelo modelo em 21,5%.

Tabela 57. R^2 ajustado para o ano de 2005.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,464	,215	,215	,61618

O modelo, globalmente, é adequado para explicar a variável dependente, tal como podemos constatar na tabela abaixo apresentada.

Tabela 58. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para o ano de 2005.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	14276,462	9	1586,274	4178,008	,000
Resíduos	52125,955	137292	,380		
Total	66402,417	137301			

Relativamente aos dados de 2005 e para os vários níveis de educação quando comparados com o nível educacional “inferior ao ensino básico”, o "ensino básico" aumenta os salários em 31,2%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 67,8%, o Bacharelato incrementa os salários em 106,1%, a Licenciatura aumenta os salários em 121,8% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 12,6%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como a teoria prevê, os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 59. Resultados da estimação para ano de 2005.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	4,949	,021		236,672	,000
Idade	,048	,001	,768	53,085	,000
Ensino Básico	,312	,013	,210	24,620	,000
Ensino Secundário	,678	,013	,385	51,574	,000
Bacharelato	1,061	,016	,238	64,681	,000
Licenciatura	1,218	,014	,480	87,902	,000
Outros	,126	,022	,017	5,707	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,565	-38,989	,000
Risco 2005	4,649	,149	,320	31,100	,000
Assimetria 2005	-,040	,001	-,284	-27,681	,000

5.4.5. Ano de 2006

Para o ano de 2006, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,197, o que significa que o logaritmo da remuneração é explicado pelo modelo em 19,7%.

Tabela 60. R^2 ajustado para o ano de 2006.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,444	,197	,197	,62115

O modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente, tal como podemos constatar na tabela que se segue.

Tabela 61. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para o ano de 2006.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	13141,731	9	1460,192	3784,612	,000
Resíduos	53566,966	138838	,386		
Total	66708,697	138847			

Relativamente aos dados de 2006 e para os vários níveis de educação quando comparados com o nível educacional “inferior ao ensino básico”, o "ensino básico" aumenta os salários em 30,3%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 65,5%, o Bacharelato incrementa as remunerações em 107,1%, a Licenciatura aumenta os salários em 119,3% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 57,4%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como a teoria prevê, os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 62. Resultados da estimação para ano de 2006.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,004	,021		232,928	,000
Idade	,047	,001	,750	51,633	,000
Ensino Básico	,303	,013	,207	22,764	,000
Ensino Secundário	,655	,014	,379	47,600	,000
Bacharelato	1,071	,017	,234	62,523	,000
Licenciatura	1,193	,014	,474	82,504	,000
Outros	,574	,019	,104	30,792	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,552	-37,955	,000
Risco 2006	,109	,009	,056	12,089	,000
Assimetria 2006	-2,319E-5	,000	-,016	-3,439	,001

5.4.6. Ano de 2007

Para o ano de 2007, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,182, o que significa que a variável dependente é explicada pelo modelo em 18,2%.

Tabela 63. R^2 ajustado para o ano de 2007.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,427	,182	,182	,62724

O modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente, conforme se constata na tabela abaixo apresentada.

Tabela 64. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para o ano de 2007.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	12515,937	9	1390,660	3534,670	,000
Resíduos	56182,388	142800	,393		
Total	68698,325	142809			

No que respeita ao ano de 2007 e para os vários níveis de educação comparativamente ao nível de educação “inferior ao ensino básico”, o “ensino básico” aumenta o salários em 27,6%, o “ensino secundário” incrementa os salários em aproximadamente 61,0%, o Bacharelato incrementa os salários em 99,5%, a Licenciatura aumenta os salários em 110,0% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 54,3%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como a teoria prevê, os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 65. Resultados da estimação para ano de 2007.

	Coeficientes não estandardizados	Coeficientes estandardizados

Variáveis	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,077	,021		239,513	,000
Idade	,046	,001	,750	53,268	,000
Ensino Básico	,276	,014	,190	20,249	,000
Ensino Secundário	,610	,014	,356	43,469	,000
Bacharelato	,995	,017	,214	57,067	,000
Licenciatura	1,100	,015	,454	75,130	,000
Outros	,543	,019	,101	29,293	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,558	-39,554	,000
Risco 2007	,971	,046	,109	21,047	,000
Assimetria 2007	,00084	,000	-,070	-13,500	,000

5.4.7. Ano de 2008

Para o ano de 2008, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,176, o que significa que o modelo explica a variável dependente em 17,6%.

Tabela 66. R^2 ajustado para o ano de 2008.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,419	,176	,176	,63732

O modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente, tal como se pode constatar na tabela 67.

Tabela 67. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para o ano de 2008.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	12563,115	8	1570,389	3866,284	,000
Resíduos	58916,147	145051	,406		
Total	71479,262	145059			

No ano de 2008 e para os vários níveis de educação quando comparados ao nível de educação “inferior ao ensino básico”, o “ensino básico” aumenta os salários em 28,1%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 61,3%, o Bacharelato incrementa os

salários em 99,6%, a Licenciatura aumenta os salários em cerca de 110,0% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 61,6%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

O coeficiente para a assimetria, nesta regressão tem sinal contrário ao que a teoria prevê. Assim, os salários aumentam com a assimetria da distribuição salarial. A variável Risco foi excluída da regressão como se pode constatar na tabela 69.

Tabela 68. Resultados da estimação para ano de 2008.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados	t	Sig.
	B	Erro-padrão	Beta		
Constante	5,150	,022		235,343	,000
Idade	,043	,001	,695	50,071	,000
Ensino Básico	,281	,015	,193	19,143	,000
Ensino Secundário	,613	,015	,356	40,697	,000
Bacharelato	,996	,019	,206	53,771	,000
Licenciatura	1,100	,016	,469	70,718	,000
Outros	,616	,019	,119	32,395	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,508	-36,499	,000
Assimetria 2008	1,131E-5	,000	,025	10,461	,000

Tabela 69. Exclusão da Variável Risco da Regressão para o ano de 2008.

	Beta In	t	Sig.	Partial	Collinearity Statistics
				Correlation	Tolerance
Risco 2008	13,660	38,856	,000	,101	4,550E-5

5.3.8. Ano de 2009

Em 2009, o R^2 ajustado da regressão foi de 0,189, o que significa que o modelo explica a variável dependente em 18,9%.

Tabela 70. R^2 ajustado para o ano de 2009.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,435	,189	,189	,62858

O modelo, na sua globalidade, é adequado para explicar a variável dependente, conforme apresentado na tabela 71.

Tabela 71. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para 2009.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	12805,364	9	1422,818	3601,098	,000
Resíduos	54880,329	138900	,395		
Total	67685,692	138909			

Para o ano de 2009 e para os vários níveis de educação comparativamente ao nível de educação “inferior ao ensino básico”, o "ensino básico" aumenta os salários em 28,5%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 61,9%, o Bacharelato incrementa os salários em 100,3%, a Licenciatura aumenta os salários em 111,0% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 67,5%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Tal como esperado, os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial.

Tabela 72. Resultados da estimação para ano de 2009.

	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		Sig.
	B	Erro-padrão	Beta	t	
Constante	5,135	,023		226,565	,000
Idade	,044	,001	,711	50,058	,000
Ensino Básico	,285	,015	,198	18,862	,000
Ensino Secundário	,619	,015	,366	39,977	,000
Bacharelato	1,003	,019	,204	52,589	,000
Licenciatura	1,110	,016	,492	69,734	,000
Outros	,675	,019	,135	35,120	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,524	-36,832	,000
Assimetria 2009	-,009	,001	-,115	-16,578	,000

Risco 2009	1,928	,086	,155	22,410	,000
------------	-------	------	------	--------	------

5.4.9. Total da amostra

No que respeita à regressão efetuada com os dados agregados de todos os anos de referência da amostra, o R^2 ajustado é de 0,200, quer isto dizer que o modelo explica a variável dependente em cerca de 20%.

Tabela 73. R^2 ajustado para o total da amostra.

R	R^2	R^2 Ajustado	Erro-padrão
,447	,200	,200	,61817

Também para todos os anos de referência dos dados, o modelo é adequado para explicar a variável dependente, tal como se apresenta na tabela 74.

Tabela 74. Teste à significância Conjunta do Modelo (ANOVA) para o total da amostra.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	103019,051	9	11446,561	29954,025	,000
Resíduos	412458,760	1079346	,382		
Total	515477,811	1079355			

Os coeficientes para a regressão com todos os dados da amostra são os apresentados na tabela abaixo. Para os diferentes níveis de educação, quando comparados com o nível educacional “inferior ao ensino básico”, o “ensino básico” aumenta os salários em 27,9%, o “ensino secundário” incrementa os salários em 63,4%, o Bacharelato incrementa os salários em 103,3%, a Licenciatura aumenta os salários em 116,9% e o nível educacional “Outros” aumenta os salários em 45,5%.

Os salários apresentam um comportamento côncavo com a idade.

Os salários aumentam com o risco salarial e diminuem com a assimetria da distribuição salarial, tal como esperado.

Tabela 75. Resultados da estimação para o total da amostra.

	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	5,057	,007		687,233	,000
Ensino Básico	,279	,005	,191	59,559	,000
Ensino Secundário	,634	,005	,366	130,997	,000
Bacharelato	1,033	,006	,223	169,498	,000
Licenciatura	1,169	,005	,470	229,910	,000
Outros	,455	,007	,083	69,144	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,531	-105,720	,000
Idade	,045	,000	,737	146,887	,000
Risco global	,036	,004	,042	8,791	,000
Assimetria global	-3,321E-5	,000	-,029	-5,930	,000

VI. Discussão

6.1. Estatística Descritiva

Em primeiro lugar, tendo em conta a análise dos resultados obtidos, podemos afirmar que a amostra aleatória utilizada para as estimações é representativa da população em estudo, uma vez que os valores estatísticos descritivos obtidos são muito semelhantes entre a população e a amostra e seguem mesma tendência.

No que respeita ao sexo da população e da amostra, a tendência crescente de mulheres no mercado de trabalho está de acordo com o senso comum sobre a matéria, que existem mais homens no mercado de trabalho mas o número de mulheres tem vindo a aumentar nos últimos anos.

O ligeiro envelhecimento dos quadros de pessoal que se denota nas médias das idades provavelmente dever-se-á ao aumento da idade de reforma verificado nos últimos anos, bem como ao aumento da especialização da educação antes de iniciar o trabalho por parte dos indivíduos, portanto os indivíduos começam a trabalhar mais tarde e reformam-se também com idade superior.

Em concordância com o conhecimento de domínio público pode-se constatar um aumento percentual de trabalhadores mais especializados. Relativamente à tendência do nível de educação “bacharelato” pode ser justificada com as alterações ocorridas na educação devido ao processo de Bolonha, e que levou à extinção deste tipo de educação, não entrando novos elementos para o mercado de trabalho com este nível educacional.

No que respeita aos tipos de educação, e concretamente à situação dos dados relativos a 2005, em que ocorre uma diminuição significativa de percentagem de indivíduos com apenas o 1º ciclo do ensino básico, por contrapartida de um grande aumento de “1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional”, uma possível explicação pode ser uma gralha na base de dados, por troca do código ou descritivo, pois só neste ano isto acontece, os anos posteriores a 2005 têm o mesmo comportamento que o ano de 2004 e anteriores.

6.2. Regressão Linear Múltipla pelo Método OLS - 1ª Metodologia

Esta primeira metodologia utilizada para testar a compensação salarial para o risco da educação e a penalização salarial devido à afinidade por assimetria não foi muito

bem-sucedida uma vez que os resultados foram contrários ao que a teoria prevê em 3 dos 8 anos de regressão. Ainda no que respeita à assimetria, mesmo os casos em que o sinal é o esperado, ou seja negativo, o valor do estimador do parâmetro é baixo, levando a uma penalização salarial relativamente baixa. Como causas para esta situação podemos argumentar que esta metodologia não é a mais adequada quando se utiliza as variáveis artificiais “níveis de educação”, uma vez que os estudos anteriores que utilizaram esta metodologia com sucesso utilizaram a duração da escolaridade, variável numérica, em vez dos níveis de educação. Efetivamente tal afirmação teria de ser validada, em estudos posteriores, fazendo-se assim uma nova estimação com a duração da escolaridade em vez dos níveis.

6.3. Regressão Linear Múltipla pelo Método OLS - 2ª Metodologia

Esta metodologia foi mais bem-sucedida do que a anterior, sendo os resultados sólidos e de acordo com esperado. Apenas em 2008, a variável risco foi excluída, não se verificando a hipótese de compensação salarial para o risco, e o sinal para a assimetria neste ano foi positivo, contrariamente ao esperado, apesar de estimador ser muito baixo. Aqui, e novamente necessitaria de maior explanação para validar estes argumentos, mas a exclusão do risco no ano de 2008 pode estar relacionada com início da crise económica e financeira. Em estudos financeiros de avaliação do prémio de risco de mercado, de ações por exemplo, 2008 é sempre um ano atípico com rendibilidades de mercado negativas utilizando as metodologias mais comuns com sejam o CAPM por exemplo. Apesar disso, na globalidade podemos afirmar que esta metodologia, para os dados em análise e para as variáveis escolhidas, é que mais se adequa e que fornece resultados em linha o defendido pela teoria económica.

VII. Considerações Finais

Nesta dissertação testou-se empiricamente a existência de uma compensação salarial para o risco da escolaridade em Portugal, bem como uma penalização salarial devido à assimetria da distribuição dos salários.

Para tal, recorreu-se a um modelo econométrico estimado em 2 etapas. A primeira etapa consistiu na regressão de uma equação dos salários Mincer *standard* onde o logaritmo dos salários foi explicado através da idade, idade ao quadrado, nível de educação e tipo de educação. Os resíduos desta regressão foram, então, utilizados para calcular o risco e a assimetria, de duas formas diferentes. Na segunda etapa, o risco e a assimetria foram adicionados à equação de regressão. Nesta segunda equação, o tipo de educação não consta na regressão uma vez que o risco e a assimetria já são fixos para cada tipo de educação. Desta forma, recorreu-se às seções transversais para fazer as regressões nos 8 anos em análise, 2002 a 2009, bem como uma regressão onde constam todos os anos, pelo Método dos Mínimos Quadrados.

Como principais diferenças da metodologia utilizada comparativamente a estudos anteriores com dados para Portugal, podemos salientar o facto de nesta dissertação se ter utilizado 61 tipos de educação, ao passo que estudos anteriores utilizaram as várias ocupações. Mais ainda, foi utilizado os níveis de educação em vez da duração da escolaridade, uma vez que a duração real da escolaridade de cada estudante pode não corresponder à duração teórica de cada grau educacional, e o que se pretende testar é a compensação para o risco da educação e não a compensação relacionada com as capacidades individuais dos estudantes, que podem levar mais ou menos tempo a concluir a educação a que se propõem.

Para as metodologias de cálculo do risco e da assimetria, no primeiro caso são estimadas como o segundo e terceiro momento da distribuição da exponencial dos resíduos do tipo de educação. No segundo caso, o risco e a assimetria são a variância e assimetria relativa à média por tipo de educação.

Os resultados das regressões estão, na sua maioria, de acordo com o previsto na teoria económica, bem como de acordo com estudos anteriores para Portugal. Desta forma, podemos apresentar para a população portuguesa mais uma evidência empírica da compensação salarial para o risco da educação, bem como uma preferência por uma distribuição salarial assimétrica. Mas, neste caso em particular, a vantagem prende-se

com a utilização dos tipos de educação, em vez da ocupação, como utilizado em estudos anteriores.

Relativamente às duas metodologias de cálculo das variáveis risco e assimetria, podemos concluir que a segunda metodologia se adequa mais à equação de regressão proposta e utilizada nesta dissertação, estando todos os anos em concordância com o previsto na teoria, de compensação salarial para o risco e penalização para a assimetria, exceto em 2008, ano em que a variável risco foi excluída da regressão. No caso da primeira metodologia, os resultados foram contrários ao previsto (penalização pelo risco e compensação para a assimetria) em 3 dos 8 anos de referência dos dados, a saber 2003, 2005 e 2008.

Para trabalhos futuros, pode-se tentar estimar novamente, utilizando a primeira metodologia para o cálculo do risco e da assimetria, substituindo na equação de regressão a variável categórica “nível de educação” pela “duração da escolaridade” e verificar se, desta forma, os resultados estão de acordo com o que está previsto na teoria, para todos os anos em análise. Mas mais interessante seria aproveitar a qualidade de informação constante nas bases de dados, que é muito detalhada, para testar a compensação salarial devido a alterações transitórias, ou seja alterações temporais independentes do indivíduo, através da utilização de dados em painel.

Referências Bibliográficas

Alvarez, J., Browning, M. e Ejrnaes, M. (2002) "Modeling income processes with lots of heterogeneity", University of Copenhagen, CAM Working Paper N° 2002-01.

Bajdechi, S., Hartog, J. e Ophem, H. (2004) "How risky is investment in human capital", CESIFO Working Paper N° 1261, Amsterdam.

Bardey, D., Crainich, D., Eeckhout, L. e Wauthy, X. (2004) "Higher education choices, student's risk aversion and learning to learn", FUSL - CERED Working paper N° 2005/7.

Belzil, C. e Hansen, J. (2004) "Earnings dispersion, risk aversion and education", *Research in Labor Economics*, 23, 335-358.

Berkhout, P., Hartog, J. e Webbink, D. (2010) "Compensation for earnings risk under worker heterogeneity", *Southern Economic Journal*, 76(3), 762-790.

Brodaty, T., Gary-Bobo, R. e Prieto, A. (2009) "Heterogeneity in risk aversion, education and wages", Working Paper, TEAM, Université Paris 1.

Budria, S. (2007) "Schooling and the distribution of wages in the European private and public sectors", MPRA Paper n° 90.

Chen, S. (2001) "Is investing in college education risky?", State University of New York at Albany, Department of Education Discussion Paper N° 01-09.

Christiansen, C. e Nielsen, H. (2002) "The Educational asset market: a finance perspective on human capital investment", Aarhus, ASB Working Paper N° 02-10.

Cunha, F., Heckman, J. e Navarro, S. (2005) "Separating uncertainty from heterogeneity in life cycle earnings", *Oxford Economic Papers*, 57(2), 191-261.

Dagsvik, J., Haegeland, T. e Raknerud, A. (2006) "Estimation of earnings and schooling choice relations: A likelihood approach", Statistic Norway Research Department, Discussion Paper N° 486.

Diaz-Serrano, L. e Hartog, J. (2002) "Earnings risk and demand for higher education: a cross-section test for Spain", IZA Discussion Paper N° 641, Bonn.

Diaz-Serrano, L. e Hartog, J. (2004) "Is there a risk-return trade-off across occupations - Evidence from Spain", IZA Discussion Paper N° 1355, Bonn.

Diaz-Serrano, L., Hartog, J. e Nielsen, H. (2003) "Compensating wage differentials for schooling risk in Denmark", IZA Discussion Paper N° 963, Bonn.

Diaz-Serrano, L., Hartog, J., Plug, E. e Vieira, J. (2003) "Risk compensation in wages: a replication", *Empirical Economics*, 28 (3), 639-647.

Harmon, C., Hogan, V. e Walker, I. (2001) "Dispersion in the economic return to schooling", *Labour Economics*, 10(2), 205-214.

Hartog, J., Jacobs, B. e Vijverberg, W. (2009) "Self-selection bias in estimated wage premiums for earnings risk", *Empirical Economics*, 37, 271-286.

Hartog, J., Schweri, J. e Wolter, S. (2011) "Do Students expect compensation for wage risk?", *Economics of Education Review*, 30(2), 215-227.

Hartog, J. e Vijverberg, W. (2002) "Do Wages Really Compensate for Risk Aversion and Skewness Affection?", IZA Discussion Paper N° 426, Bonn.

Hogan, V. e Walker, I. (2001) "Education choice under uncertainty", Working Paper University College Dublin/University of Warwick, mimeo.

Jacobs, B. (2007) "Real options and human capital investment", *Labour Economics*, 14(6), 913-925.

Pereira, P. e Martins, M. (2002) "Is there a return-risk link in education?", *Economics Letters*, 75(1), 31-37.

Raita, S. (2005) *The risks of investment in human capital*. Tese de Doutoramento. Faculty of Economics and Business, University of Amsterdam.

Anexo I - Resultados da 1ª Regressão

A1. Ano de 2002Tabela A1. R² ajustado para o ano de 2002.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,488	,238	,238	,60483

Tabela A2. ANOVA para o ano de 2002.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	14532,042	61	238,230	690,427	,000
Resíduos	43357,282	125656	,345		
Total	57889,324	125717			

Tabela A3. Resultados da estimação para o ano de 2002.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados			
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.	
Constante	4,946	,007		686,208	,000	
Idade	,047	,000		,763	155,700	,000
1.Ciclo Ensino Básico (Ens.Primário 4.Classe)	,117	,005	,066	25,324	,000	
1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,199	,005	,062	38,452	,000	
2.Ciclo Ensino Básico (Ens.Preparatório,Telescola, Antigo 2.Ano Liceu	,309	,005	,178	66,170	,000	
2.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,403	,008	,050	50,134	,000	
3.Ciclo Ensino Básico (Ant.5.Ano Liceu,9.Ano Unificado)	,450	,005	,257	96,118	,000	
Ensino Técnico:C.Ger.Comerc.,C.Ge r.Indust.,C.Ger.Art.Visuais	,773	,007	,123	112,587	,000	

3.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,515	,009	,054	56,716	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível II	,579	,013	,041	45,773	,000
Ensino Secundário (12.Ano) Eq.c/Curs.I.Profis.,E.S.Lic.C ompl.	,674	,005	,356	142,503	,000
Ensino Secundário Técnico Complementar	,627	,006	,137	106,785	,000
Ensino Secundário Técnico- profissional	,714	,007	,103	97,305	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível III	,704	,010	,063	67,661	,000
Bach. Formação Professores e Ciências da Educação	-,305	,084	-,018	-3,614	,000
Bach. Artes	-,373	,087	-,012	-4,284	,000
Bach. Letras Humanidades	-,267	,086	-,010	-3,104	,002
Bach. Ciências Sociais e do Comportamento	-,198	,086	-,008	-2,300	,021
Bach. Jornalismo e Informação	-,215	,091	-,005	-2,358	,018
Bach. Comércio e Administração	-,088	,083	-,009	-1,049	,294
Bach. Direito	-,032	,090	,000	-,359	,720
Bach. Ciências da Vida	-,182	,095	-,003	-1,909	,056
Bach. Ciências Físicas	-,022	,094	,000	-,234	,815
Bach. Matemáticas e Estatísticas	-,199	,094	-,004	-2,117	,034
Bach. Ciências Informáticas	,110	,086	,005	1,286	,199
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	,066	,083	,007	,785	,432
Bach. Indústrias de Transformação e de Tratamento	-,118	,110	-,001	-1,069	,285
Bach. Arquitetura e Construção	-,200	,086	-,008	-2,326	,020
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	-,147	,086	-,005	-1,696	,090
Bach. Ciências Veterinárias	-,620	,151	-,004	-4,103	,000

Bach. Saúde	-,062	,084	-,004	-,736	,462
Bach. Serviços Sociais	-,402	,090	-,009	-4,447	,000
Bach. Serviços Pessoais	-,141	,087	-,005	-1,625	,104
Bach. Serviços de Transporte	,279	,105	,004	2,651	,008
Bach. Proteção do Ambiente	-,377	,127	-,003	-2,980	,003
Bach. Serviços de Segurança	-,302	,187	-,002	-1,615	,106
Bacharelato Desconhecido ou Não Especificado	-,280	,084	-,023	-3,348	,001
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Educação	,911	,010	,091	95,761	,000
Licenc. Artes	,791	,016	,043	49,599	,000
Licenc. Letras Humanidades	1,016	,010	,091	98,610	,000
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	1,284	,007	,184	174,898	,000
Licenc. Jornalismo e Informação	1,107	,016	,061	70,130	,000
Licenc. Comércio e Administração	1,333	,006	,254	212,706	,000
Licenc. Direito	1,304	,011	,103	113,707	,000
Licenc. Ciências da Vida	1,124	,016	,059	68,142	,000
Licenc. Ciências Físicas	1,197	,018	,059	68,121	,000
Licenc. Matemáticas e Estatísticas	1,315	,015	,078	88,824	,000
Licenc. Ciências Informáticas	1,448	,011	,124	134,770	,000
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,331	,007	,226	200,695	,000
Licenc. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,302	,029	,038	44,374	,000
Licenc. Arquitetura e Construção	1,041	,011	,088	95,805	,000
Licenc. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,206	,019	,055	64,017	,000
Licenc. Ciências Veterinárias	1,210	,035	,029	34,092	,000
Licenc. Saúde	1,249	,009	,140	143,614	,000
Licenc. Serviços Sociais	,961	,016	,053	61,231	,000
Licenc. Serviços Pessoais	,999	,026	,033	38,558	,000

Licenc. Serviços de Transporte	1,654	,061	,023	27,007	,000
Licenc. Proteção do Ambiente	1,145	,034	,029	33,967	,000
Licenc. Serviços de Segurança	1,095	,076	,012	14,344	,000
Licenciatura Desconhecida ou Não Especificada	,991	,007	,153	141,125	,000
Bacharelato	1,178	,083	,253	14,156	,000
Outros	,488	,006	,089	76,340	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,510	-103,675	,000

Tabela A4. Estatísticas dos resíduos para o ano de 2002.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	N
Valor previsto	4,9185	7,9992	6,5644	,33836	1086246
Resíduo	-5,78915	7,43532	,00000	,60481	1086246
Valor previsto estandardizado	-4,865	4,240	,000	1,000	1086246
Resíduo estandardizado	-9,572	12,293	,000	1,000	1086246

A2. Ano de 2003Tabela A5. R² ajustado para o ano de 2003.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,501	,251	,251	,58741

Tabela A6. ANOVA para o ano de 2003.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	14532,042	61	238,230	690,427	,000
Residual	43357,282	125656	,345		
Total	57889,324	125717			

Tabela A7. Resultados da estimação para o ano de 2003.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	4,852	,020		245,951	,000
Idade	,050	,001	,839	58,146	,000
1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)	,135	,012	,088	11,392	,000
1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,273	,021	,038	13,021	,000
2.Ciclo Ensino Básico (Ens.Preparatório,Telescol a,Antigo 2.Ano Liceu	,302	,012	,182	24,940	,000
2.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,423	,022	,054	18,956	,000
3.Ciclo Ensino Básico (Ant.5.Ano Liceu,9.Ano Unificado)	,451	,012	,252	36,784	,000
Ensino Técnico:C.Ger.Comerc.,C .Ger.Indust.,C.Ger.Art.Vis uais	,772	,018	,138	43,621	,000
3.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,504	,029	,046	17,465	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível II	,529	,037	,037	14,249	,000
Ensino Secundário (12.Ano) Eq.c/Curs.I.Profis.,E.S.Li c.Compl.	,663	,012	,348	53,592	,000
Ensino Secundário Técnico Complementar	,628	,016	,132	38,545	,000
Ensino Secundário Técnico-profissional	,709	,021	,101	34,458	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível III	,660	,030	,057	21,752	,000

Bach. Formação Professores e Ciências da Educação	,849	,040	,055	21,391	,000
Bach. Artes	,917	,074	,030	12,334	,000
Bach. Letras Humanidades	,944	,066	,036	14,327	,000
Bach. Ciências Sociais e do Comportamento	,988	,063	,039	15,597	,000
Bach. Jornalismo e Informação	1,052	,101	,025	10,369	,000
Bach. Comércio e Administração	1,055	,025	,115	41,924	,000
Bach. Direito	1,070	,118	,022	9,063	,000
Bach. Ciências da Vida	,884	,126	,017	7,026	,000
Bach. Ciências Físicas	,914	,126	,018	7,270	,000
Bach. Matemáticas e Estatísticas	,752	,118	,016	6,374	,000
Bach. Ciências Informáticas	1,358	,058	,058	23,422	,000
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	1,276	,027	,129	47,874	,000
Bach. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,023	,143	,018	7,160	,000
Bach. Arquitetura e Construção	1,000	,063	,040	15,957	,000
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,020	,064	,039	15,842	,000
Bach. Ciências Veterinárias	,508	,339	,004	1,497	,134
Bach. Saúde	1,109	,047	,059	23,446	,000
Bach. Serviços Sociais	,770	,116	,016	6,651	,000
Bach. Serviços Pessoais	1,043	,066	,039	15,736	,000
Bach. Serviços de Transporte	1,674	,163	,025	10,252	,000
Bach. Proteção do Ambiente	1,390	,339	,010	4,095	,000
Bach. Serviços de Segurança	,660	,416	,004	1,587	,112

Bacharelato					
Desconhecido ou Não	,914	,031	,076	29,132	,000
Especificado					
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Educação	,915	,032	,075	28,598	,000
Licenc. Artes	,811	,054	,038	15,134	,000
Licenc. Letras Humanidades	1,035	,031	,089	33,705	,000
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	1,295	,020	,187	63,365	,000
Licenc. Jornalismo e Informação	1,072	,049	,055	21,980	,000
Licenc. Comércio e Administração	1,345	,018	,247	76,595	,000
Licenc. Direito	1,240	,032	,101	38,678	,000
Licenc. Ciências da Vida	1,211	,053	,057	22,677	,000
Licenc. Ciências Físicas	1,177	,055	,053	21,374	,000
Licenc. Matemáticas e Estatísticas	1,349	,045	,076	30,156	,000
Licenc. Ciências Informáticas	1,504	,034	,116	44,732	,000
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,408	,020	,216	71,883	,000
Licenc. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,307	,080	,040	16,326	,000
Licenc. Arquitetura e Construção	1,119	,032	,091	35,017	,000
Licenc. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,262	,062	,051	20,362	,000
Licenc. Ciências Veterinárias	1,304	,106	,030	12,289	,000
Licenc. Saúde	1,183	,030	,103	39,234	,000
Licenc. Serviços Sociais	,934	,053	,044	17,496	,000
Licenc. Serviços Pessoais	1,036	,079	,032	13,059	,000
Licenc. Serviços de Transporte	1,726	,196	,022	8,799	,000

Licenc. Proteção do Ambiente	1,252	,126	,024	9,950	,000
Licenc. Serviços de Segurança	1,705	,339	,012	5,025	,000
Licenciatura Desconhecida ou Não Especificada	1,058	,022	,135	47,522	,000
Outros	,146	,020	,022	7,461	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,575	-39,809	,000

Tabela A8. Estatísticas dos resíduos para o ano de 2003.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	N
Valor previsto	4,8517	8,0296	6,4899	,33999	125718
Resíduo	-5,58899	4,94186	,00000	,58726	125718
Valor previsto estandardizado	-4,818	4,529	,000	1,000	125718
Resíduo estandardizado	-9,515	8,413	,000	1,000	125718

A3. Ano de 2004Tabela A9. R² ajustado para o ano de 2004.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,505	,255	,254	,58693

Tabela A10. ANOVA para o ano de 2004.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	15232,565	61	249,714	724,878	,000
Resíduos	44596,464	129456	,344		
Total	59829,029	129517			

Tabela A11. Resultados da estimação para o ano de 2004.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	4,838	,020		241,560	,000
Idade	,052	,001	,867	59,648	,000
1.Ciclo Ensino Básico (Ens.Primário 4.Classe)	,104	,012	,066	8,758	,000
1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,132	,017	,024	7,554	,000
2.Ciclo Ensino Básico (Ens.Preparatório,Tele scola,Antigo 2.Ano Liceu	,280	,012	,168	23,103	,000
2.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,397	,022	,051	18,036	,000
3.Ciclo Ensino Básico (Ant.5.Ano Liceu,9.Ano Unificado)	,427	,012	,243	34,951	,000
Ensino Técnico:C.Ger.Comerc ,C.Ger.Indust.,C.Ger. Art.Visuais	,705	,018	,124	39,761	,000
3.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,487	,026	,049	18,392	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível II Ensino Secundário (12.Ano)	,545	,035	,040	15,790	,000
Eq.c/Curs.I.Profis.,E.S. Lic.Compl.	,651	,012	,344	52,674	,000
Ensino Secundário Técnico Complementar	,611	,016	,130	38,001	,000
Ensino Secundário Técnico-profissional	,699	,021	,098	33,971	,000

Cursos das Escolas Profissionais-Nível III	,693	,030	,059	22,930	,000
Bach. Formação Professores e Ciências da Educação	,837	,037	,057	22,517	,000
Bach. Artes	,840	,072	,029	11,736	,000
Bach. Letras Humanidades	,856	,056	,037	15,179	,000
Bach. Ciências Sociais e do Comportamento	,874	,057	,038	15,360	,000
Bach. Jornalismo e Informação	1,019	,114	,022	8,973	,000
Bach. Comércio e Administração	1,036	,025	,114	42,080	,000
Bach. Direito	1,052	,104	,024	10,073	,000
Bach. Ciências da Vida	,883	,123	,017	7,181	,000
Bach. Ciências Físicas	1,313	,126	,025	10,450	,000
Bach. Matemáticas e Estatísticas	1,016	,110	,022	9,268	,000
Bach. Ciências Informáticas	1,349	,058	,057	23,179	,000
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	1,236	,026	,125	47,027	,000
Bach. Indústrias de Transformação e de Tratamento	,925	,126	,018	7,361	,000
Bach. Arquitetura e Construção	,957	,061	,038	15,683	,000
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,034	,066	,038	15,612	,000
Bach. Ciências Veterinárias	,909	,339	,006	2,681	,007
Bach. Saúde	1,059	,041	,064	25,800	,000
Bach. Serviços Sociais	,878	,096	,022	9,153	,000
Bach. Serviços Pessoais	1,022	,071	,035	14,377	,000
Bach. Serviços de Transporte	1,241	,208	,014	5,974	,000

Bach. Proteção do Ambiente	,828	,263	,008	3,150	,002
Bach. Serviços de Segurança	,981	,415	,006	2,362	,018
Bacharelato Desconhecido ou Não Especificado	,858	,033	,066	25,730	,000
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Educação	,887	,030	,077	29,508	,000
Licenc. Artes	,660	,052	,031	12,683	,000
Licenc. Letras Humanidades	,995	,030	,086	33,270	,000
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	1,265	,020	,189	64,032	,000
Licenc. Jornalismo e Informação	1,087	,044	,061	24,497	,000
Licenc. Comércio e Administração	1,333	,017	,243	76,192	,000
Licenc. Direito	1,324	,032	,106	41,162	,000
Licenc. Ciências da Vida	1,197	,048	,061	24,882	,000
Licenc. Ciências Físicas	1,250	,050	,061	24,863	,000
Licenc. Matemáticas e Estatísticas	1,349	,044	,076	30,579	,000
Licenc. Ciências Informáticas	1,436	,031	,121	46,810	,000
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,396	,019	,223	73,944	,000
Licenc. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,264	,081	,038	15,666	,000
Licenc. Arquitetura e Construção	1,041	,031	,086	33,352	,000
Licenc. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,179	,053	,054	22,101	,000

Licenc. Ciências Veterinárias	1,260	,098	,031	12,792	,000
Licenc. Saúde	1,185	,028	,111	42,292	,000
Licenc. Serviços Sociais	,934	,050	,046	18,754	,000
Licenc. Serviços Pessoais	,893	,086	,025	10,449	,000
Licenc. Serviços de Transporte	1,745	,263	,016	6,641	,000
Licenc. Proteção do Ambiente	1,230	,096	,031	12,827	,000
Licenc. Serviços de Segurança	,768	,294	,006	2,616	,009
Licenciatura Desconhecida ou Não Especificada	1,033	,022	,136	47,990	,000
Outros	,133	,022	,017	6,019	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,602	-41,407	,000

Tabela A12. Estatísticas dos resíduos para o ano de 2004.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	N
Valor previsto	4,8377	8,0779	6,5095	,34294	129518
Resíduo	-4,86118	6,64528	,00000	,58680	129518
Valor previsto estandardizado	-4,875	4,573	,000	1,000	129518
Resíduo estandardizado	-8,282	11,322	,000	1,000	129518

A4. Ano de 2005Tabela A13. R² ajustado para o ano de 2005.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,502	,252	,252	,60378

Tabela A14. ANOVA para o ano de 2005.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	16950,653	61	277,880	762,242	,000
Resíduos	50309,780	138003	,365		
Total	67260,433	138064			

Tabela A15. Resultados da estimação para o ano de 2005.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	4,806	,021		232,615	,000
Idade	,051	,001	,823	58,040	,000
1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)	,066	,013	,027	4,917	,000
1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,210	,013	,109	16,294	,000
2.Ciclo Ensino Básico (Ens.Preparatório,Telescola,Antigo 2.Ano Liceu	,331	,013	,192	25,803	,000
2.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,439	,023	,053	19,353	,000
3.Ciclo Ensino Básico (Ant.5.Ano Liceu,9.Ano Unificado)	,482	,013	,272	37,382	,000
Ensino Técnico:C.Ger.Comerc., C.Ger.Indust.,C.Ger.Art. Visuais	,821	,019	,134	43,952	,000
3.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,584	,025	,062	23,131	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível II Ensino Secundário (12.Ano)	,479	,033	,036	14,453	,000
Eq.c/Curs.I.Profis.,E.S.Lic.Compl.	,713	,013	,371	54,744	,000

Ensino Secundário Técnico Complementar	,657	,016	,138	39,870	,000
Ensino Secundário Técnico-profissional	,734	,021	,104	35,763	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível III	,717	,030	,061	24,055	,000
Bach. Formação Professores e Ciências da Educação	,926	,040	,057	23,286	,000
Bach. Artes	,810	,076	,025	10,586	,000
Bach. Letras Humanidades	1,000	,064	,037	15,510	,000
Bach. Ciências Sociais e do Comportamento	,903	,055	,039	16,479	,000
Bach. Jornalismo e Informação	1,029	,097	,025	10,557	,000
Bach. Comércio e Administração	1,161	,026	,120	45,378	,000
Bach. Direito	1,153	,090	,030	12,827	,000
Bach. Ciências da Vida	1,048	,139	,018	7,532	,000
Bach. Ciências Físicas	1,411	,115	,029	12,292	,000
Bach. Matemáticas e Estatísticas	1,145	,101	,026	11,289	,000
Bach. Ciências Informáticas	1,273	,059	,052	21,715	,000
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	1,285	,025	,140	52,164	,000
Bach. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,287	,151	,020	8,495	,000
Bach. Arquitetura e Construção	1,067	,062	,041	17,144	,000
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	,948	,064	,035	14,786	,000
Bach. Ciências Veterinárias	,156	,302	,001	,515	,606
Bach. Saúde	1,187	,037	,078	31,665	,000
Bach. Serviços Sociais	,730	,094	,018	7,769	,000
Bach. Serviços Pessoais	,979	,060	,039	16,265	,000

Bach. Serviços de Transporte	1,359	,136	,023	10,022	,000
Bach. Proteção do Ambiente	,911	,604	,004	1,508	,131
Bach. Serviços de Segurança	,584	,604	,002	,966	,334
Bacharelato Desconhecido ou Não Especificado	,913	,032	,072	28,544	,000
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Educação	,989	,026	,103	38,703	,000
Licenc. Artes	,765	,045	,041	16,920	,000
Licenc. Letras Humanidades	1,039	,028	,094	36,609	,000
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	1,326	,019	,204	68,072	,000
Licenc. Jornalismo e Informação	1,182	,045	,063	26,033	,000
Licenc. Comércio e Administração	1,400	,018	,254	78,889	,000
Licenc. Direito	1,396	,032	,111	43,915	,000
Licenc. Ciências da Vida	1,159	,043	,065	26,665	,000
Licenc. Ciências Físicas	1,245	,049	,061	25,329	,000
Licenc. Matemáticas e Estatísticas	1,319	,040	,080	32,845	,000
Licenc. Ciências Informáticas	1,460	,031	,120	47,239	,000
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,395	,019	,222	73,220	,000
Licenc. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,362	,078	,041	17,535	,000
Licenc. Arquitetura e Construção	1,068	,029	,094	36,566	,000
Licenc. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,241	,050	,060	24,958	,000

Licenc. Ciências Veterinárias	1,077	,100	,025	10,766	,000
Licenc. Saúde	1,344	,025	,143	53,585	,000
Licenc. Serviços Sociais	,963	,044	,053	21,823	,000
Licenc. Serviços Pessoais	1,051	,070	,035	14,943	,000
Licenc. Serviços de Transporte	1,694	,156	,025	10,834	,000
Licenc. Proteção do Ambiente	1,163	,080	,034	14,618	,000
Licenc. Serviços de Segurança	,707	,302	,005	2,339	,019
Licenciatura Desconhecida ou Não Especificada	1,043	,021	,148	50,865	,000
Outros	,147	,022	,019	6,802	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,569	-40,070	,000

Tabela A16. Estatística dos resíduos para o ano de 2005.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	N
Valor previsto	4,8056	7,9860	6,5384	,35039	138065
Resíduo	-5,75413	4,93013	,00000	,60365	138065
Valor previsto estandardizado	-4,945	4,131	,000	1,000	138065
Resíduo estandardizado	-9,530	8,165	,000	1,000	138065

A5. Ano de 2006Tabela A17. R² ajustado para o ano de 2006.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,483	,233	,233	,60867

Tabela A18. ANOVA para o ano de 2006.

Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
--------------------	----	---------------------	---	------

Regressão	15764,426	61	258,433	697,554	,000
Resíduos	51758,613	139705	,370		
Total	67523,039	139766			

Tabela A19. Resultados da estimação para o ano de 2006.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.
Constante	4,871	,021		229,992	,000
Idade	,049	,001	,792	55,590	,000
1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)	,133	,013	,072	9,882	,000
1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,241	,015	,081	16,593	,000
2.Ciclo Ensino Básico (Ens.Preparatório,Telescola, Antigo 2.Ano Liceu	,329	,013	,189	24,462	,000
2.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,440	,023	,055	19,324	,000
3.Ciclo Ensino Básico (Ant.5.Ano Liceu,9.Ano Unificado)	,466	,014	,267	34,502	,000
Ensino Técnico:C.Ger.Comerc.,C.Ge r.Indust.,C.Ger.Art.Visuais	,847	,020	,128	42,196	,000
3.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,528	,026	,055	20,402	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível II	,659	,034	,048	19,106	,000
Ensino Secundário (12.Ano) Eq.c/Curs.I.Profis.,E.S.Lic.C ompl.	,697	,014	,366	51,042	,000
Ensino Secundário Técnico Complementar	,643	,016	,150	39,408	,000
Ensino Secundário Técnico- profissional	,737	,021	,105	35,321	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível III	,733	,029	,067	25,462	,000

Bach. Formação Professores e Ciências da Educação	-,241	,180	-,014	-1,336	,181
Bach. Artes	-,474	,190	-,015	-2,487	,013
Bach. Letras Humanidades	-,295	,188	-,010	-1,569	,117
Bach. Ciências Sociais e do Comportamento	-,171	,186	-,007	-,921	,357
Bach. Jornalismo e Informação	-,274	,206	-,006	-1,330	,184
Bach. Comércio e Administração	-,089	,177	-,009	-,503	,615
Bach. Direito	,102	,198	,003	,516	,606
Bach. Ciências da Vida	-,061	,212	-,001	-,287	,774
Bach. Ciências Físicas	,127	,207	,003	,615	,538
Bach. Matemáticas e Estatísticas	-,142	,218	-,003	-,650	,516
Bach. Ciências Informáticas	,162	,184	,007	,883	,377
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	,075	,177	,008	,424	,671
Bach. Arquitetura e Construção	-,219	,185	-,009	-1,183	,237
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	-,151	,189	-,005	-,801	,423
Bach. Ciências Veterinárias	-,616	,465	-,003	-1,324	,185
Bach. Saúde	-,013	,180	,000	-,071	,944
Bach. Serviços Sociais	-,481	,200	-,012	-2,403	,016
Bach. Serviços Pessoais	-,134	,189	-,005	-,708	,479
Bach. Serviços de Transporte	,489	,254	,006	1,927	,054
Bach. Proteção do Ambiente	-,371	,268	-,004	-1,381	,167
Bach. Serviços de Segurança	-,244	,465	-,001	-,525	,599
Bacharelato Desconhecido ou Não Especificado	-,287	,178	-,023	-1,613	,107
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Educação	,918	,027	,090	33,822	,000
Licenc. Artes	,732	,047	,038	15,424	,000
Licenc. Letras Humanidades	1,040	,029	,095	36,126	,000
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	1,340	,021	,188	63,497	,000

Licenc. Jornalismo e Informação	1,098	,043	,062	25,325	,000
Licenc. Comércio e Administração	1,350	,018	,261	76,170	,000
Licenc. Direito	1,353	,032	,107	41,814	,000
Licenc. Ciências da Vida	1,162	,048	,059	24,433	,000
Licenc. Ciências Físicas	1,211	,049	,061	24,924	,000
Licenc. Matemáticas e Estatísticas	1,286	,040	,080	32,423	,000
Licenc. Ciências Informáticas	1,455	,030	,124	47,851	,000
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,350	,019	,233	72,210	,000
Licenc. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,283	,085	,036	15,020	,000
Licenc. Arquitetura e Construção	,964	,031	,081	31,285	,000
Licenc. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,264	,054	,056	23,412	,000
Licenc. Ciências Veterinárias	1,248	,114	,026	10,970	,000
Licenc. Saúde	1,245	,024	,143	51,706	,000
Licenc. Serviços Sociais	1,032	,043	,059	23,969	,000
Licenc. Serviços Pessoais	,965	,071	,032	13,501	,000
Licenc. Serviços de Transporte	1,346	,158	,020	8,533	,000
Licenc. Proteção do Ambiente	1,096	,093	,028	11,823	,000
Licenc. Serviços de Segurança	1,459	,230	,015	6,333	,000
Licenciatura Desconhecida ou Não Especificada	1,015	,021	,144	48,442	,000
Bacharelato	1,195	,176	,260	6,783	,000
Outros	,603	,018	,109	32,974	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,545	-38,178	,000

Tabela A20. Estatística dos resíduos para o ano de 2006.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	N
--	--------	--------	-------	---------------	---

Valor previsto	4,8712	7,9954	6,5692	,33584	139767
Resíduo	-5,78076	7,44041	,00000	,60854	139767
Valor previsto estandardizado	-5,056	4,247	,000	1,000	139767
Resíduo estandardizado	-9,497	12,224	,000	1,000	139767

A6. Ano de 2007

Tabela A21. R² ajustado para o ano de 2007.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,464	,216	,215	,61579

Tabela A22. ANOVA para o ano de 2007.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	14978,974	61	245,557	647,570	,000
Resíduos	54509,242	143749	,379		
Total	69488,216	143810			

Tabela A23. Resultados da estimação para o ano de 2007.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		Sig.
	B	Erro-padrão	Beta	t	
Constante	4,969	,021		237,390	,000
Idade	,047	,001	,767	55,351	,000
1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)	,107	,014	,058	7,799	,000
1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,201	,015	,062	13,329	,000
2.Ciclo Ensino Básico (Ens.Preparatório,Telescol a,Antigo 2.Ano Liceu	,302	,014	,172	21,941	,000

2.Ciclo Ensino Básico					
C/Cursos Índole	,357	,023	,045	15,730	,000
Profissional					
3.Ciclo Ensino Básico					
(Ant.5.Ano Liceu,9.Ano	,435	,014	,253	31,489	,000
Unificado)					
Ensino					
Técnico:C.Ger.Comerc.,C	,795	,021	,116	38,509	,000
.Ger.Indust.,C.Ger.Art.Vis					
uais					
3.Ciclo Ensino Básico					
C/Cursos Índole	,490	,025	,054	19,737	,000
Profissional					
Cursos das Escolas					
Profissionais-Nível II	,653	,036	,046	18,311	,000
Ensino Secundário					
(12.Ano)					
Eq.c/Curs.I.Profis.,E.S.Li	,653	,014	,348	46,881	,000
c.Compl.					
Ensino Secundário					
Técnico Complementar	,597	,017	,139	35,948	,000
Ensino Secundário					
Técnico-profissional	,705	,020	,106	34,486	,000
Cursos das Escolas					
Profissionais-Nível III	,706	,029	,064	24,391	,000
Bach. Formação					
Professores e Ciências da	-,305	,176	-,017	-1,737	,082
Educação					
Bach. Artes	-,509	,184	-,017	-2,769	,006
Bach. Letras					
Humanidades	-,268	,181	-,010	-1,475	,140
Bach. Ciências Sociais e					
do Comportamento	-,096	,181	-,004	-,529	,597
Bach. Jornalismo e					
Informação	-,169	,198	-,004	-,856	,392
Bach. Comércio e					
Administração	-,095	,172	-,009	-,550	,583
Bach. Direito	,008	,203	,000	,042	,967
Bach. Ciências da Vida	-,131	,211	-,002	-,620	,535
Bach. Ciências Físicas	-,026	,219	,000	-,118	,906

Bach. Matemáticas e Estatísticas	-,434	,208	-,009	-2,089	,037
Bach. Ciências Informáticas	-,006	,180	,000	-,031	,975
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	-,043	,172	-,005	-,249	,803
Bach. Arquitetura e Construção	-,363	,181	-,014	-2,008	,045
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	-,175	,184	-,006	-,953	,340
Bach. Ciências Veterinárias	-,955	,394	-,006	-2,422	,015
Bach. Saúde	-,072	,176	-,004	-,411	,681
Bach. Serviços Sociais	-,445	,200	-,010	-2,224	,026
Bach. Serviços Pessoais	,041	,186	,001	,218	,828
Bach. Serviços de Transporte	,273	,324	,002	,843	,399
Bach. Proteção do Ambiente	-,494	,304	-,005	-1,625	,104
Bach. Serviços de Segurança	-,300	,468	-,002	-,641	,522
Bacharelato Desconhecido ou Não Especificado	-,321	,173	-,027	-1,855	,064
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Educação	,861	,025	,094	34,220	,000
Licenc. Artes	,794	,042	,046	18,750	,000
Licenc. Letras Humanidades	,951	,029	,085	32,436	,000
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	1,246	,021	,177	59,069	,000
Licenc. Jornalismo e Informação	1,005	,044	,056	22,947	,000
Licenc. Comércio e Administração	1,282	,018	,257	72,672	,000
Licenc. Direito	1,232	,032	,098	38,229	,000
Licenc. Ciências da Vida	1,115	,045	,061	24,826	,000
Licenc. Ciências Físicas	1,169	,048	,060	24,507	,000

Licenc. Matemáticas e Estatísticas	1,201	,040	,074	29,741	,000
Licenc. Ciências Informáticas	1,403	,029	,125	47,713	,000
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,231	,019	,218	65,977	,000
Licenc. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,209	,084	,034	14,378	,000
Licenc. Arquitetura e Construção	1,001	,031	,084	32,416	,000
Licenc. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,159	,057	,049	20,457	,000
Licenc. Ciências Veterinárias	1,254	,097	,030	12,921	,000
Licenc. Saúde	1,216	,024	,144	51,248	,000
Licenc. Serviços Sociais	,959	,042	,057	23,034	,000
Licenc. Serviços Pessoais	1,046	,068	,037	15,354	,000
Licenc. Serviços de Transporte	1,674	,186	,021	8,991	,000
Licenc. Proteção do Ambiente	1,037	,108	,023	9,600	,000
Licenc. Serviços de Segurança	,972	,165	,014	5,887	,000
Licenciatura Desconhecida ou Não Especificada	,914	,020	,146	46,243	,000
Bacharelato	1,195	,171	,256	6,977	,000
Outros	,575	,018	,107	31,572	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,524	-37,669	,000

Tabela A24. Estatística dos resíduos para o ano de 2007.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	N
Valor previsto	4,9688	8,0340	6,6015	,32274	143811
Resíduo	-5,07867	6,74434	,00000	,61566	143811

Valor previsto estandardizado	-5,059	4,439	,000	1,000	143811
Resíduo estandardizado	-8,247	10,952	,000	1,000	143811

A7. Ano de 2008

Tabela A25. R² ajustado para o ano de 2008.

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,460	,212	,211	,62543

Tabela A26. ANOVA para o ano de 2008.

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	15366,953	61	251,917	644,017	,000
Resíduos	57238,070	146327	,391		
Total	72605,023	146388			

Tabela 27. Resultados da estimação para o ano de 2008.

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados			
	B	Erro-padrão	Beta	t	Sig.	
Constante	5,057	,022		234,563	,000	
Idade	,044	,001		,699	51,293	,000
1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)	,108	,015		,057	7,307	,000
1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,205	,016		,059	12,612	,000
2.Ciclo Ensino Básico (Ens.Preparatório,Telescol a,Antigo 2.Ano Liceu	,308	,015		,170	20,835	,000

2.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,380	,023	,047	16,193	,000
3.Ciclo Ensino Básico (Ant.5.Ano Liceu,9.Ano Unificado)	,432	,015	,251	29,203	,000
Ensino Técnico:C.Ger.Comerc.,C. Ger.Indust.,C.Ger.Art.Visu ais	,789	,022	,106	35,422	,000
3.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,485	,024	,058	20,117	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível II	,630	,036	,044	17,537	,000
Ensino Secundário (12.Ano)	,651	,015	,348	43,655	,000
Eq.c/Curs.I.Profis.,E.S.Lic. Compl.					
Ensino Secundário Técnico Complementar	,624	,018	,135	35,049	,000
Ensino Secundário Técnico-profissional	,710	,022	,103	33,044	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível III	,701	,030	,062	23,590	,000
Bach. Formação Professores e Ciências da Educação	-,400	,179	-,021	-2,232	,026
Bach. Artes	-,438	,188	-,014	-2,331	,020
Bach. Letras Humanidades	-,373	,184	-,014	-2,032	,042
Bach. Ciências Sociais e do Comportamento	-,272	,187	-,009	-1,449	,147
Bach. Jornalismo e Informação	-,293	,201	-,007	-1,459	,145
Bach. Comércio e Administração	-,152	,175	-,014	-,866	,387
Bach. Direito	-,171	,202	-,004	-,846	,398
Bach. Ciências da Vida	-,447	,230	-,007	-1,939	,053
Bach. Ciências Físicas	-,270	,219	-,005	-1,233	,218

Bach. Matemáticas e Estatísticas	-,112	,219	-,002	-,511	,609
Bach. Ciências Informáticas	-,071	,182	-,003	-,390	,696
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	-,034	,175	-,003	-,193	,847
Bach. Arquitetura e Construção	-,401	,186	-,014	-2,154	,031
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	-,098	,186	-,003	-,526	,599
Bach. Ciências Veterinárias	-,305	,329	-,003	-,928	,353
Bach. Saúde	-,197	,178	-,011	-1,103	,270
Bach. Serviços Sociais	-,496	,200	-,012	-2,482	,013
Bach. Serviços Pessoais	-,179	,187	-,006	-,957	,338
Bach. Serviços de Transporte	,833	,263	,010	3,167	,002
Bach. Proteção do Ambiente	-,847	,271	-,009	-3,122	,002
Bach. Serviços de Segurança	-,191	,649	,000	-,295	,768
Bacharelato Desconhecido ou Não Especificado	-,311	,176	-,026	-1,772	,076
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Educação	,856	,026	,093	33,387	,000
Licenc. Artes	,807	,039	,052	20,711	,000
Licenc. Letras Humanidades	,999	,028	,095	35,424	,000
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	1,233	,022	,177	57,152	,000
Licenc. Jornalismo e Informação	1,152	,043	,067	27,016	,000
Licenc. Comércio e Administração	1,292	,018	,256	69,981	,000
Licenc. Direito	1,255	,032	,100	38,739	,000
Licenc. Ciências da Vida	1,037	,045	,056	23,043	,000
Licenc. Ciências Físicas	1,150	,045	,063	25,598	,000

Licenc. Matemáticas e Estatísticas	1,312	,040	,081	32,514	,000
Licenc. Ciências Informáticas	1,399	,029	,129	48,179	,000
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,240	,019	,232	65,623	,000
Licenc. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,286	,081	,038	15,925	,000
Licenc. Arquitetura e Construção	,905	,031	,077	29,466	,000
Licenc. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,125	,049	,056	22,881	,000
Licenc. Ciências Veterinárias	1,217	,095	,030	12,756	,000
Licenc. Saúde	1,236	,022	,166	55,031	,000
Licenc. Serviços Sociais	,890	,040	,056	22,486	,000
Licenc. Serviços Pessoais	,998	,065	,037	15,396	,000
Licenc. Serviços de Transporte	1,849	,152	,028	12,133	,000
Licenc. Proteção do Ambiente	1,061	,085	,029	12,513	,000
Licenc. Serviços de Segurança	1,086	,162	,016	6,697	,000
Licenciatura Desconhecida ou Não Especificada	,925	,019	,162	47,496	,000
Bacharelato	1,225	,174	,251	7,037	,000
Outros	,650	,019	,125	34,801	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,463	-33,786	,000

Tabela A29. Estatística dos resíduos para o ano de 2008.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	N
Valor previsto	5,0566	8,4470	6,6394	,32400	146389
Resíduo	-5,62394	6,61438	,00000	,62530	146389
Valor previsto estandardizado	-4,885	5,579	,000	1,000	146389

Resíduo estandardizado	-8,992	10,576	,000	1,000	146389
---------------------------	--------	--------	------	-------	--------

A8. Ano de 2009

Tabela A30. R² ajustado para o ano de 2009

R	R ²	R ² Ajustado	Erro-padrão
,472	,222	,222	,61735

Tabela A31. ANOVA para o ano de 2009

	Soma dos quadrados	df	Média dos Quadrados	F	Sig.
Regressão	15288,555	61	250,632	657,611	,000
Resíduos	53427,995	140185	,381		
Total	68716,549	140246			

Tabela A32. Resultados da estimação para o ano de 2009

Variáveis	Coeficientes não estandardizados		Coeficientes estandardizados		Sig.
	B	Erro-padrão	Beta	t	
Constante	5,060	,022		226,838	,000
Idade	,044	,001	,697	50,032	,000
1.Ciclo Ensino Básico (Ens. Primário 4.Classe)	,105	,015	,054	6,864	,000
1.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,203	,017	,055	11,965	,000
2.Ciclo Ensino Básico (Ens.Preparatório,Telescola, Antigo 2.Ano Liceu	,308	,015	,169	20,196	,000
2.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,384	,024	,048	16,181	,000
3.Ciclo Ensino Básico (Ant.5.Ano Liceu,9.Ano Unificado)	,433	,015	,255	28,498	,000

Ensino					
Técnico:C.Ger.Comerc.,C.Ger.Indust.,C.Ger.Art.Visuais	,785	,023	,108	34,862	,000
3.Ciclo Ensino Básico C/Cursos Índole Profissional	,478	,024	,058	19,615	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível II	,545	,037	,038	14,639	,000
Ensino Secundário (12.Ano) Eq.c/Curs.I.Profis.,E.S.Lic. Compl.	,661	,015	,360	43,137	,000
Ensino Secundário Técnico Complementar	,600	,018	,133	33,058	,000
Ensino Secundário Técnico-profissional	,699	,022	,105	32,520	,000
Cursos das Escolas Profissionais-Nível III	,723	,029	,068	24,946	,000
Bach. Formação Professores e Ciências da Educação	-,182	,166	-,009	-1,092	,275
Bach. Artes	-,237	,175	-,008	-1,352	,176
Bach. Letras Humanidades	-,130	,171	-,005	-,764	,445
Bach. Ciências Sociais e do Comportamento	,015	,172	,001	,089	,929
Bach. Jornalismo e Informação	-,308	,188	-,007	-1,636	,102
Bach. Comércio e Administração	,065	,161	,006	,404	,686
Bach. Direito	,042	,182	,001	,233	,816
Bach. Ciências da Vida	-,006	,205	,000	-,031	,975
Bach. Ciências Físicas	-,052	,216	,000	-,240	,810
Bach. Matemáticas e Estatísticas	-,066	,211	-,001	-,315	,753
Bach. Ciências Informáticas	,198	,171	,008	1,158	,247
Bach. Engenharia e Técnicas Afins	,184	,161	,018	1,143	,253
Bach. Arquitetura e Construção	-,087	,175	-,003	-,496	,620
Bach. Agricultura, Silvicultura e Pesca	-,030	,176	,000	-,168	,866
Bach. Ciências Veterinárias	-,873	,465	-,005	-1,878	,060

Bach. Saúde	,033	,165	,002	,197	,844
Bach. Serviços Sociais	-,210	,188	-,005	-1,120	,263
Bach. Serviços Pessoais	-,003	,175	,000	-,019	,984
Bach. Serviços de Transporte	,518	,298	,005	1,737	,082
Bach. Proteção do Ambiente	,180	,298	,002	,602	,547
Bach. Serviços de Segurança	-,228	,465	-,001	-,492	,623
Bacharelato Desconhecido ou Não Especificado	-,069	,162	-,005	-,425	,671
Licenc. Formação de Professores e Ciências da Educação	,913	,025	,110	37,266	,000
Licenc. Artes	,759	,039	,050	19,618	,000
Licenc. Letras Humanidades	1,003	,028	,098	35,658	,000
Licenc. Ciências Sociais e do Comportamento	1,246	,022	,183	57,215	,000
Licenc. Jornalismo e Informação	1,096	,040	,069	27,335	,000
Licenc. Comércio e Administração	1,304	,019	,271	70,176	,000
Licenc. Direito	1,301	,032	,109	41,166	,000
Licenc. Ciências da Vida	1,054	,041	,065	25,830	,000
Licenc. Ciências Físicas	1,093	,047	,057	23,160	,000
Licenc. Matemáticas e Estatísticas	1,318	,041	,082	32,363	,000
Licenc. Ciências Informáticas	1,396	,028	,135	49,137	,000
Licenc. Engenharia e Técnicas Afins	1,256	,019	,244	65,964	,000
Licenc. Indústrias de Transformação e de Tratamento	1,394	,085	,039	16,345	,000
Licenc. Arquitetura e Construção	1,040	,030	,092	34,321	,000
Licenc. Agricultura, Silvicultura e Pesca	1,127	,049	,057	23,137	,000
Licenc. Ciências Veterinárias	1,153	,082	,034	14,110	,000

Licenc. Saúde	1,243	,023	,171	55,081	,000
Licenc. Serviços Sociais	,937	,039	,062	24,197	,000
Licenc. Serviços Pessoais	,911	,069	,032	13,128	,000
Licenc. Serviços de Transporte	1,677	,132	,030	12,664	,000
Licenc. Proteção do Ambiente	1,134	,079	,035	14,427	,000
Licenc. Serviços de Segurança	,967	,172	,013	5,629	,000
Licenciatura Desconhecida ou Não Especificada	,929	,020	,170	47,488	,000
Bacharelato	1,016	,160	,206	6,346	,000
Outros	,711	,019	,141	37,608	,000
Idade ao quadrado	,000	,000	-,461	-32,860	,000

Tabela A33. Estatística dos resíduos para o ano de 2009.

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	N
Valor previsto	5,0605	8,0688	6,6698	,33017	140247
Resíduo	-5,35665	5,36219	,00000	,61722	140247
Valor previsto estandardizado	-4,874	4,237	,000	1,000	140247
Resíduo estandardizado	-8,677	8,686	,000	1,000	140247