Com base nas Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos nos anos de 1995, 2002 e 2006, apresenta-se, primeiro, os índices de desigualdade mais recentes referentes à distribuição salarial em Portugal e, em segundo, a metodologia de decomposição da desigualdade salarial nos seus factores explicativos, apresentada por Fields (2003).
Os trabalhadores portugueses registam uma desigualdade salarial muito elevada, se comparada com a dos seus congéneres europeus. Esta desigualdade salarial deriva principalmente dos trabalhadores melhor remunerados, enquanto que os piores remunerados se revelam menos “desiguais”.

UNIÃO EUROPEIA
Fundo Social Europeu

GOVERNO DA REPÚBLICA PORTUGUESA

Gabinete de Estratégia e Planeamento
Ministério do Trabalho e da Solidariedade Social
www.gep.mtss.gov.pt

ISBN: 978-972-704-319-4

Preço: € 10,00

Capa de Fernando Guerreiro (GEP/CID)

ESTUDO SOBRE A ESTRUTURA E DISTRIBUIÇÃO DAS REMUNERAÇÕES - EXPLICAR A DESIGUALDADE SALARIAL EM PORTUGAL COGITUM N.º 31 / GEP/MTSS

ESTUDO SOBRE A ESTRUTURA E DISTRIBUIÇÃO DAS REMUNERAÇÕES - EXPLICAR A DESIGUALDADE SALARIAL EM PORTUGAL

Colecção *Cogitum* n.º 31

PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELO FUNDO SOCIAL EUROPEU

ESTUDO SOBRE A ESTRUTURA E A DISTRIBUIÇÃO DAS REMUNERAÇÕES

EXPLICAR A DESIGUALDADE SALARIAL EM PORTUGAL (1995, 2002 E 2006)

Ministério do Trabalho e da Solidariedade Social
Gabinete de Estratégia e Planeamento (GEP/MTSS)

Colecção *Cogitum*
Coordenação de GEP

1. Portugal 1995-2000: Perspectivas da Evolução Social
2. Avaliação do Impacto da Estratégia Europeia para o Emprego em Portugal – Políticas Activas para a Empregabilidade
3. Avaliação do Impacto da Estratégia Europeia para o Emprego em Portugal – Criação de Emprego e Reconversão do Tecido Empresarial
4. Avaliação do Impacto da Estratégia Europeia para o Emprego em Portugal – Organização do Mercado de Trabalho
5. Avaliação da Estratégia Europeia para o Emprego em Portugal – Estudo Econométrico com Aferição Qualitativa
6. Impacto da Estratégia Europeia para o Emprego em Portugal – Síntese dos Estudos de Avaliação
7. Poder e Risco no Trabalho da Indústria Petrolífera – a refinaria de Sines – 1978/1997
8. Acesso aos Direitos Sociais na Europa – Relatório do Conselho da Europa
9. Estudo sobre a Demografia de Estabelecimentos
10. Indicadores de Empreendorismo e Inovação – Relatório Final
11. Qualificações dos Trabalhadores Portugueses – Relatório Final
12. Mobilidade dos Trabalhadores na Economia portuguesa
13. O Clima Social nas Empresas de grande Dimensão
14. A Relação Salários Produtividade em Portugal
15. Demografia de Empresas e Estabelecimentos em Portugal 2001-2002
16. Uma Avaliação da Criação e Destruição de Emprego em Portugal na Década 2000-2010
17. Estudo de Avaliação das Políticas de Aprendizagem ao Longo da Vida
18. Os Jovens e o Mercado de Trabalho: Caracterização e Estrangulamentos à Integração Efectiva na Vida Activa e a Eficácia das Políticas
19. O Trabalho não Declarado em Portugal – Metodologia de Abordagem e Tentativa de Medição
20. A Mobilidade Ocupacional do Trabalhador Imigrante em Portugal
21. Estudo de Avaliação da Qualidade e Segurança das Respostas Sociais na Área da Reabilitação e Integração das Pessoas com Deficiência
22. Percursos de Inserção no Mercado de Trabalho dos Diplomados do Ensino Superior
23. Evolução do Rejuvenescimento/Envelhecimento do Mercado de Trabalho
24. Estudo sobre o Impacto da Negociação Colectiva na Regulamentação do Mercado de Trabalho
25. Flexibilidade e Segurança no Mercado de Trabalho Português
26. Estudo Regional – NUTS III – Sobre A Redução do Emprego em Empresas / Estabelecimentos
27. Causas e Circunstâncias dos Acidentes de Trabalho em Portugal – Alguns Factores Determinantes dos Acidentes de Trabalho nos Sectores Económicos com Maior Densidade de Emprego e Maior Incidência
28. Estudo Comparado de Qualificações (*Skills Audit*)
29. Baixas Qualificações em Portugal
30. Estudo Sobre o Retorno da Formação Profissional
31. Estudo Sobre a Estrutura e Distribuição das Remunerações – Explicar a Desigualdade Salarial em Portugal

COLECÇÃO *COGITUM N.º 31*

ESTUDO SOBRE A ESTRUTURA E A DISTRIBUIÇÃO DAS REMUNERAÇÕES

EXPLICAR A DESIGUALDADE SALARIAL EM PORTUGAL
(1995, 2002 E 2006)

GEP/MTSS
Lisboa, 2009

© Gabinete de Estratégia e Planeamento (GEP)
Ministério do Trabalho e da Solidariedade Social (MTSS), 2009

Colecção *Cogitum*
Coordenação de GEP
31. Estudo Sobre a Estrutura e a Distribuição das Remunerações
– Explicar a Desigualdade Salarial em Portugal

Primeira edição: Abril de 2009
Tiragem: 1000 exemplares

ISBN: 978-972-704-319-4
Depósito legal: 290307/09

Coordenação Editorial, de Redacção e de Distribuição:
Centro de Informação e Documentação (CID / GEP)
Praça de Londres, 2, 2º - 1049-056 Lisboa
Tel.: (+351) 213 114 900
Fax: (+351) 210 115 784
E-mail: gep.cid@gep.mtss.gov.pt
Página: www.gep.mtss.gov.pt

Impressão e acabamentos: Gráfica Europam, Lda.

Reservados todos os direitos para a língua portuguesa,
de acordo com a legislação em vigor, por GEP
Gabinete de Estratégia e Planeamento (GEP)
Rua Castilho, 24, 7.º, 1250-069 Lisboa
Tel.: (+351) 213 114 900
Fax: (+351) 213 114 949

Equipa de Inquéritos e Estimativa
Técnico reponsável:
Paulo Dias

O texto é da exclusiva responsabilidade dos autores.

Lisboa, Abril de 2009.

COLECÇÃO *COGITUM N.º 31*

ESTUDO SOBRE A ESTRUTURA E A DISTRIBUIÇÃO DAS REMUNERAÇÕES

EXPLICAR A DESIGUALDADE SALARIAL EM PORTUGAL

Com base nas Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos nos anos de 1995, 2002 e 2006, apresenta-se, primeiro, os índices de desigualdade mais recentes referentes à distribuição salarial em Portugal e, em segundo, a metodologia de decomposição da desigualdade salarial nos seus factores explicativos, apresentada por Fields (2003).

Os trabalhadores portugueses registam uma desigualdade salarial muito elevada, se comparada com a dos seus congéneres europeus. Esta desigualdade salarial deriva principalmente dos trabalhadores melhor remunerados, enquanto que os piores remunerados se revelam menos "desiguais".

De acordo com a metodologia de Fields (2003), a profissão contribui com 23 % para o nível da desigualdade salarial entre os trabalhadores portugueses. Seguem-se a educação e o sector de actividade do estabelecimento que contribuem, cada um com 11 %. A totalidade das variáveis explicativas do modelo (variáveis ligadas ao individuo, ligadas ao posto de trabalho e ligadas ao estabelecimento/empresa) explica quase 70 % do nível de desigualdade salarial.

Do ponto de vista dinâmico, foram precisamente o atributo da profissão e o factor residual, os factores explicativos não cobertos pelo modelo, as forças motrizes do recente aumento da desigualdade salarial em Portugal.

Using the European Structure of Earnings Survey for Portugal for the years of 1995, 2002 and 2006, a matched employer-employee micro-dataset, this study presents for Portugal, first, the most common wage inequality measures and, second, explores the regression-based decomposition analysis of inequality introduced by Fields (2003). This approach allows an inequality accounting by the causal factors contributing to the differences in wage inequality in Portugal.

Portuguese employees reveal during this period, by European standards, a very high wage inequality, which continues growing. The inequality of the higher-paid workers seems to drive the inequality in the Portuguese wage distribution.

According to the Fields methodology, the occupation of the employee accounts for 23 % of the level of wage inequality in Portugal in 2006, followed by the education and the industry sector, each of them contributing with 11 % to the level of inequality. Summing

up all attributes included in the model (individual, job and firm attributes), they explain nearly 70 % of the level of wage inequality in Portugal.
From a dynamic point of view, the occupation of the employee and the residual factor, the attributes not covered by the model, are the driving forces of the recent augmentation in the inequality of the Portuguese wage distribution.

ÍNDICE

ÍNDICE DE QUADROS viii

ÍNDICE DE FIGURAS viii

INTRODUÇÃO 1

Capítulo 1 A DESIGUALDADE SALARIAL PORTUGUESA NUM CONTEXTO INTERNACIONAL 3

Capítulo 2 OS DADOS 7
2.1. As estatísticas sobre a estrutura e distribuição dos ganhos 7
2.2. As variáveis 9
2.3. A metodologia 12
2.3.1 O modelo 12
2.3.2 Amostra *versus* universo 16
2.3.3 Os factores explicativos do nível de desigualdade 18
2.3.4 Os factores explicativos da variação da desigualdade 20

Capítulo 3 OS RESULTADOS EMPÍRICOS 22
3.1. O efeito salarial dos atributos ligados ao indivíduo 22
3.2. O efeito salarial dos atributos ligados ao posto de trabalho 27
3.3. O efeito salarial dos atributos ligados ao estabelecimento ou à empresa 30
3.4. A desigualdade salarial em Portugal em 1995, 2002 e 2006 36
3.5. Os factores explicativos do nível de desigualdade salarial 40
3.6. Os factores explicativos da variação da desigualdade salarial 42

CONCLUSÃO 45

ANEXOS 47

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 56

ÍNDICE DE QUADROS

Quadro 1 Dispersão salarial em alguns países no ano de 2002 4
Quadro 2 Efeito do sexo sobre o ganho horário 22
Quadro 3 Coeficientes das variáveis idade e antiguidade 23
Quadro 4 Taxa de rentabilidade dos níveis de habilitação 24
Quadro 5 Taxa de rentabilidade entre níveis de habilitação subsequentes 25
Quadro 6 Diferenças salariais interprofissionais 29
Quadro 7 As correlações entre os grupos profissionais 30
Quadro 8 Efeito da relação contratual sobre o ganho horário 30
Quadro 9 Efeito da dimensão de empresa sobre o ganho horário 32
Quadro 10 Efeito de outros atributos da empresa sobre o ganho horário 32
Quadro 11 Diferenças salariais intersectoriais 34
Quadro 12 As correlações entre os sectores de actividade 35
Quadro 13 Dispersão salarial em Portugal em 1995, 2002 e 2006 37
Quadro 14 Decomposição da desigualdade salarial em Portugal, segundo o método de Fields 40
Quadro 15 Variação da desigualdade salarial em Portugal, segundo o método de Fields 43

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 Dispersão salarial em alguns países no ano de 2002 5
Figura 2 Efeito acumulado da idade e antiguidade sobre o ganho horário em 1995, 2002 e 2006 27
Figura 3 Dispersão salarial em Portugal em 1995, 2002 e 2006 38
Figura 4 A "classe média" em alguns países, no ano de 2002 39

INTRODUÇÃO

A fundamentação teórica da determinação dos factores que influem na formação da remuneração ou das suas componentes principais, como o salário de base ou o ganho, suscitou durante décadas uma disputa acesa entre várias correntes científicas. Por fim, gerou-se um consenso alargado na temática da formação salarial: deve-se explorar simetricamente a informação dos dois lados do mercado de trabalho, do lado do trabalhador e do lado da empresa ou do estabelecimento. Questões como a descriminação salarial das mulheres em relação aos homens, a existência de diferenças salariais de trabalhadores comparáveis entre sectores de actividade económica ou mesmo a detecção de uma possível politica salarial especifica da empresa, costumam também ser abordadas no contexto da formação das remunerações. [(Krueger e Summers(1988), Edin e Zetterberg (1992), Araï et alii (1996), Funkhouser (1998), Haisken-DeNew e Schmidt (1999), Cardoso (1999), Horrace et alii (2006) e Plasman et alii (2006)].

Desde os anos noventa que se assiste a um crescente interesse, não apenas na comunidade cientifica, pelo estudo das desigualdades sociais, nomeadamente da desigual distribuição do salário/ganho pelos trabalhadores por conta de outrem, quer num mesmo espaço económico ao longo do tempo, quer entre as diferentes economias nacionais. Certos estudos empíricos procuram a causalidade destas desigualdades salariais nas diferentes características do "capital humano" dos trabalhadores, como, por exemplo, nas qualificações e nas habilitações; outros, em factores que derivam directamente da empresa, como na profissão do trabalhador ou na filiação sectorial da empresa; outros ainda em factores institucionais ou macroeconómicos, resultantes da pressão exercida pelo imparável movimento de globalização das trocas internacionais sobre o padrão produtivo e competitivo das empresas nacionais (Acemoglu (2002), Barth e Lucifora (2006), Moore e Ranjan (2005), Simón (2007) e Cholezas e Tsakloglou (2007).

A escassez de fontes estatísticas internacionais comparáveis e as limitações conceptuais das poucas fontes existentes, baseadas por vezes somente na informação proveniente de um dos lados do mercado de trabalho, não permitem analisar este tema de uma forma definitiva (Cholezas e Tsakloglou (2007)e Simón (2007)).

O trabalho desenrola-se ao longo de três eixos fundamentais:

No primeiro capítulo reuniu-se, resumidamente, a evidência empírica mais recente sobre as desigualdades salariais registadas em Portugal, enquadrando-as num panorama internacional mais vasto.

No segundo capítulo expõem-se, além da fonte estatística e as variáveis utilizadas, a metodologia subjacente a todo o corpo empírico. Propõe-se uma relação funcional entre o ganho e certas variáveis independentes e introduz-se a metodologia de decomposição da desigualdade salarial nos seus factores explicativos desenvolvida por Fields (2003), com o intuito de medir o contributo destas variáveis independentes para o nível e para a evolução da desigualdade em Portugal.

O último capítulo debruça-se sobre os objectivos primordiais deste estudo, explicitados seguidamente.

Apoiado nas Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos dos anos de 1995, 2002 e 2006, pretende-se, primeiro, identificar as componentes determinantes na formação salarial e quantificar o seu efeito sobre as remunerações em Portugal. Em segundo lugar, depois de apurada a magnitude do desequilíbrio salarial entre os trabalhadores portugueses, pretende-se investigar em que medida as diferenças salariais, numa perspectiva absoluta e temporal, reflectem as características pessoais dos trabalhadores ou os atributos associáveis à empresa ou ao estabelecimento ao qual pertencem.

Capítulo 1 A DESIGUALDADE SALARIAL PORTUGUESA NUM CONTEXTO INTERNACIONAL

A falta de informação salarial harmonizada entre os vários países, já apontada no capítulo introdutório, dificulta sobremaneira um apuramento rigoroso dos mecanismos que justificam as diferenças na distribuição salarial existentes entre os países.

Dando crédito aos indicadores disponíveis, desde os anos oitenta do século passado assiste-se a uma crescente dispersão na estrutura salarial nos EUA, e também no Reino Unido, enquanto que nos restantes países europeus a dispersão salarial parece ter-se mantido, tendencialmente, quase inalterada (Leuven, Oosterbeek e Ophem (1997), Sullivan (2002), Blau e Kahn (2004) e Steelman e Weinberg (2005). Esta divergência entre os EUA e a Europa reflecte, por um lado, os preços mais elevados e díspares, gerados no mercado de trabalho americano e, por outro, a maior heterogeneidade da sua força de trabalho (Sullivan (2002), Blau e Kahn (2004). Os EUA, perante a falta de um salário mínimo e tendo uma cobertura sindical reduzida da sua mão-de-obra, registam uma significativa dispersão dos preços do factor trabalho (Blau e Kahn (2004)). Confrontado com os países europeus, o factor trabalho americano apresenta historicamente um perfil qualitativo de grande diversidade, potenciador de qualquer tipo de diferenças. (Leuven, Oosterbeek e Ophem (1997) e Blau e Kahn (2004). Também o movimento incessante da globalização das economias nacionais produz desequilíbrios salariais mais fortes nos EUA, penalizando desmesuradamente os trabalhadores menos qualificados, através da deslocação da produção de bens de baixo valor para países de mão-de-obra barata e através da imposição de qualificações mais exigentes para acompanhar as inovações tecnológicas [(Leuven, Oosterbeek e Ophem (1997), Blau e Kahn (2004) e Steelman e Weinberg (2005)].

As diferentes instituições internacionais e nacionais, como a OCDE, a Comissão Europeia, etc., caracterizam Portugal, desde sempre, como um país de acentuadas disparidades salariais na sua mão-de-obra. Estudos empíricos recentes confirmam que Portugal não só se apresenta como um dos países europeus com maiores clivagens salariais entre os seus trabalhadores (Pereira e Martins (2000),

Simón (2007) e Cholezas e Tsakloglou (2007)[1], como também registou uma expressiva subida nas disparidades salariais desde os anos oitenta do século vinte, comparável à evolução do Reino Unido ou da Irlanda (Pereira e Martins (2000)).

Independentemente do índice de desigualdade salarial usado[2], Cholezas e Tsakloglou (2007) demonstram que Portugal revela em 2000, no seio de outros onze países europeus estudados no Painel Europeu das Famílias (European Community Household Panel)[3], a distribuição salarial mais desequilibrada dos países europeus analisados. A Dinamarca, mostra-se o país mais próximo de uma sociedade "igualitária", isto é, de uma igual distribuição da variável salarial.

Quadro 1 Dispersão salarial em alguns países no ano de 2002[4, 5]

	Noruega	Holanda	Espanha	Portugal	EUA[6] (1996)
90-10 *log*	0,891	1,139	1,289	1,545	1,628
50-10 *log*	0,316	0,566	0,493	0,576	0,929
90-50 *log*	0,575	0,573	0,795	0,969	0,699
Variância do *log*	0,136	0,254	0,274	0,376	0,419
Índice de Gini	0,217	0,262	0,315	0,376	0,41

No intuito de quantificar a dispersão da estrutura salarial de um conjunto de indivíduos, a literatura científica oferece-nos um vasto conjunto de índices de desigualdade. O mais divulgado, entre os leitores comuns, será o índice de Gini, um indicador intimamente ligado à curva de Lorenz. Contudo, popularizou-se nos trabalhos empíricos sobre a desigualdade salarial o uso da variância do logaritmo da variável salarial como medida padrão na quantificação da desigualdade da mesma, visto existir uma relação funcional semi-logarítmica entre a variável dependente e as independentes, (Cholezas e Tsakloglou (2007), Simón (2007)). Cada um destes

---

1 De reter que estes trabalhos partem do principio que as amostras subjacentes aos mesmos serão amostras aleatórias simples, não requerendo assim ponderação.
Remete-se o leitor para o capítulo 2.3.2. que aprofunda a questão da ponderação, em caso de amostras probabilísticas mais complexas.

2 Cholezas e Tsakloglou (2007) calculam o índice de Theil e o de Gini para o ganho horário e, também, o desvio médio e a variância para o logaritmo do ganho horário.

3 De notar que esta fonte estatística regista limitações conceptuais. Inquire somente as famílias e algumas variáveis não serão representativas para o universo em análise.

4 Retirado de Simón (2007).

5 Veja-se a nota n.º 1.

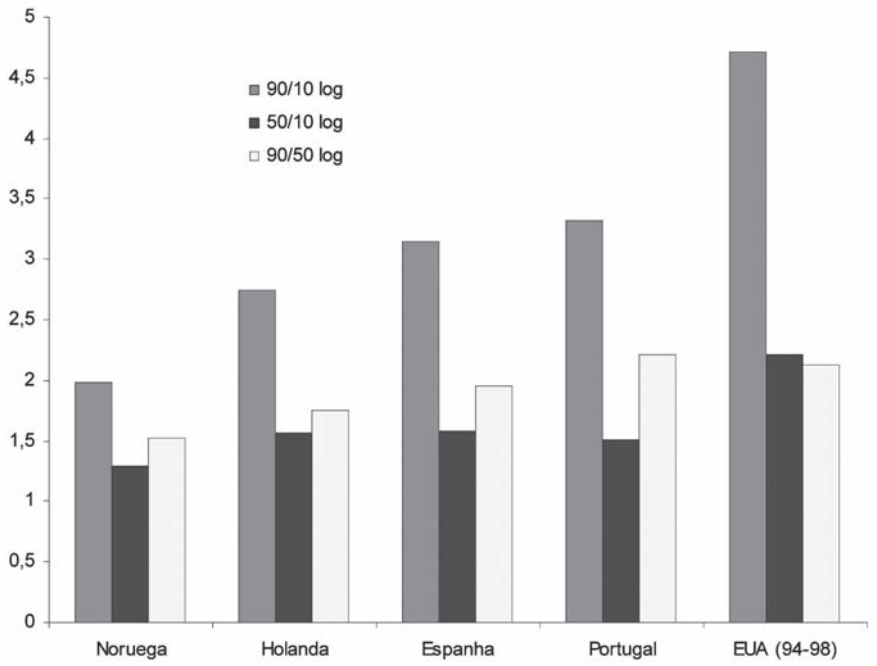
6 Dados retirados de Leuven, Oosterbeek e Ophem (1997) e CIA World Factbook (2002).

indicadores terá as suas insuficiências formais, não havendo um perfeito. A título de exemplo, o índice de Gini apresenta-se excessivamente sensível a variações da matriz salarial próximas da mediana, enquanto a variância do logaritmo é sensível a flutuações na base da distribuição salarial (Cholezas e Tsakloglou (2007).

Além destes indicadores agregados, estudam-se igualmente indicadores que relacionam os extremos da distribuição salarial entre si ou com a mediana [Cholezas e Tsakloglou (2007) e Simón (2007)].

Com o propósito de identificar a amplitude total entre os extremos da dispersão salarial dos trabalhadores, calculam-se as diferenças ou os *ratios* entre o logaritmo[7] da variável salarial do 9º decil da distribuição e o logaritmo da variável salarial do 1º decil da distribuição, 90-10 *log* ou 90/10 *log* respectivamente[8]. Relacionando o 9º decil com a mediana, 90-50 *log* ou 90/50 *log*, quantifica-se a desigualdade salarial dos indivíduos que se situam, em termos salariais, acima da mediana, os que ganham melhor. E, por fim, contrapondo a mediana ao 1º decil, 50-10 *log* ou 50/10 *log*, mede-se a dispersão salarial dos que se situam na parte inferior da distribuição salarial, dos indivíduos pior remunerados.

Figura 1 Dispersão salarial em alguns países no ano de 2002[9]



Olhando atentamente para os indicadores no Quadro 1 e na Figura 1, conclui-se que a desigualdade salarial vivida pelos trabalhadores portugueses não é só elevada no contexto europeu, como se aproxima, na sua expressão mais alargada, da registada nos EUA. No entanto, apesar de uma dispersão salarial significativa, Portugal segue o padrão europeu típico: uma compressão da estrutura salarial abaixo da mediana, resultado de factores institucionais, como, por exemplo, o salário mínimo ou a natureza e cobertura das convenções colectivas do trabalho, aliada a uma dispersão mais expressiva no topo da distribuição salarial. Aliás, esta elevada desigualdade salarial em Portugal resulta quase exclusivamente da dispersão salarial dos trabalhadores bem remunerados, cuja dispersão até se situa acima da dos EUA.

O padrão americano apresenta-se como o oposto do europeu. Primeiro, os EUA conhecem uma maior divergência, per se, na distribuição salarial entre os trabalhadores, tanto acima como abaixo da mediana. Segundo, os escalões salariais mais baixos, ao contrário do constatado no panorama europeu, impulsionam decisivamente a diferenciação salarial entre os trabalhadores nos EUA [(Leuven, Oosterbeek e Ophem (1997), Blau e Kahn (2004) e Steelman e Weinberg (2005)].

Em suma, do ponto de vista salarial, os pobres em Portugal são, entre si, os "mais iguais" e os ricos os "mais desiguais".

---

[7] No decorrer deste trabalho, haverá frequentemente referências a indicadores de desigualdade como base no logaritmo de pontos na distribuição do ganho horário. Apesar do uso da designação mais comum neste tipo de literatura, "log", estaremos perante o logaritmo natural ou neperiano.

[8] Existe uma relação algébrica simples entre o diferencial do logaritmo salarial e o *ratio* salarial, útil para a manipulação rápida dos indicadores de desigualdade salarial, apresentados no presente estudo. Por exemplo, $e^{90\text{-}10 \log w} = {}^{90}/_{10}\, w$. Ou seja: exponenciando o diferencial entre os extremos da distribuição do logaritmo do ganho horário iguala-se o ratio dos extremos do ganho horário.

[9] Dados para os países europeus de Simón (2007), os dos EUA de Sullivan(2002).

Capítulo 2 OS DADOS

2.1. As estatísticas sobre a estrutura e distribuição dos ganhos

O estudo empírico, que se desenrolará no Capítulo 3, baseia-se em três bases de dados das "Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos", uma do ano de 1995, outra de 2002 e, por fim, uma de 2006.

O Gabinete de Estratégia e Planeamento do Ministério do Trabalho e Solidariedade Social (GEP-MTSS) desenvolve desde 1995[10] o projecto "Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos" com dois propósitos distintos: por um lado, para responder a necessidades do público nacional, por outro, para cumprir com imperativos comunitários.

A nível europeu, esta operação foi conduzida em 1995 ao abrigo do Regulamento do Conselho N.º 2744/1995; em 2002 e 2006 ao abrigo do Regulamento do Conselho N.º 530/1999 e do Regulamento da Comissão Nº 1916/2000.

As Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos reúnem, numa só base de dados, informação proveniente de duas fontes estatísticas diferentes. São elas a fonte administrativa "Quadros de Pessoal", referentes ao mês de Outubro de cada ano e de frequência anual, e o Inquérito Complementar à Estrutura dos Ganhos, relativo à totalidade do ano de referência e de frequência quadrienal, a partir de 2002.

Os "Quadros de Pessoal", também conduzidos pelo GEP-MTSS, de resposta obrigatória para todas as empresas com pelo menos um trabalhador por conta de outrem no mês de Outubro, apresenta-se como uma fonte de informação tripartida. Para o mês de Outubro em cada ano, colecciona dados específicos respeitantes à empresa, a todos os estabelecimentos dessa empresa e informação individual das pessoas ao serviço na empresa,[11] nomeadamente a informação salarial sobre os trabalhadores por conta de outrem.

---

[10] Em 1995 designava-se Departamento de Estatística do Ministério para a Qualificação e Emprego, em 2002 a Direcção-Geral de Estudos, Estatística e Planeamento do MTSS.

[11] A descrição pormenorizada do âmbito e das especificidades dos "Quadros de Pessoal" ultrapassaria o âmbito deste estudo. Remete-se o leitor interessado para a publicação anual sobre os "Quadros de Pessoal" do GEP-MTSS.

O Inquérito Complementar à Estrutura dos Ganhos resulta de uma amostragem bi-etápica. Numa primeira etapa seleccionam-se as unidades locais (estabelecimentos), face a uma estratificação predefinida no desenho da amostra que cruza a NUT da unidade local com a CAE da unidade local e, ainda, com o Escalão de dimensão da empresa. Após a identificação da unidade local, seleccionam-se, numa segunda etapa, determinados trabalhadores por conta de outrem dessa mesma unidade local, mediante critérios facultados pelo GEP-MTSS.

Qual então a mais valia do projecto "Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos"?

Esta fonte permite assim conjugar informação referente ao trabalhador por conta de outrem com informação estrutural proveniente do estabelecimento ou da empresa. Disponibiliza dados sobre as remunerações anuais, incluindo desta forma na remuneração as componentes salariais irregulares que escapam por definição à periodicidade mensal. Disponibiliza igualmente o período de tempo ao qual corresponde a remuneração recebida no ano de referência.

Nas próximas linhas far-se-á uma breve apresentação dos atributos das Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos dos anos 1995, 2002 e 2006.

O âmbito sectorial das Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos, seguindo a Classificação Portuguesa de Actividades Económicas (CAE-Rev.2), estende-se, em 1995 e 2002 das actividades económicas classificadas nas secções C (Indústrias Extractivas) à secção K (Actividades Imobiliárias, Alugueres e Serviços Prestados às Empresas), não tendo sido, portanto, consideradas a secção A (Agricultura, Silvicultura e Caça), a secção B (Pesca), a secção L (Administração Pública), a secção M (Educação), a secção N (Saúde e Acção Social) e ainda a secção O (Outras Actividades de Serviços Colectivos e Pessoais). No ano de 2006, as ditas Estatísticas abrangem, pela primeira vez, as secções M, N e O.

Em termos geográficos, as Estatísticas sobre a Estrutura e a Distribuição dos Ganhos consignam-se ao território nacional. A cobertura, em termos de pessoas ao serviço, é definida pelas unidades locais, qualquer que seja a dimensão, pertencentes a empresas com 10 ou mais pessoas.

Entre outras, para cada um dos trabalhadores por conta de outrem dispomos da seguinte informação:

- Sexo.
- Idade.
- Antiguidade.
- Regime de trabalho.
- Contrato de trabalho.
- Tipo de controlo financeiro.
- Nível de habilitação segundo a Classificação Internacional Tipo de Educação (ISCED/97).

- Código de profissão segundo a "International Standard Classification of Occupations (ISCO/88 a 2 dig.)", para qual existe uma correspondência com Classificação Nacional de Profissões (CNP/94 a 2 dig.).
- Ganho anual ilíquido (abrange todos os pagamentos efectuados aos trabalhadores por conta de outrem e relativos ao ano de referência, incluindo os pagamentos por trabalho suplementar e todos os subsídios e prémios, regulares ou irregulares).
- Número de horas remuneradas mensais.
- Número de pessoas ao serviço na empresa à qual o trabalhador pertence.
- Número de pessoas ao serviço no estabelecimento à qual o trabalhador pertence.
- Actividade económica do estabelecimento segundo a Classificação Portuguesa de Actividades Económicas (CAE-Rev.2 a 2 dígitos).

Esta informação constitui a fonte fundamental na construção das variáveis utilizadas no estudo empírico que se segue.

2.2. As variáveis

Este ponto destina-se à apresentação das variáveis envolvidas neste estudo. Além da sua definição e medição interessa, casuisticamente, realçar a justificação da sua escolha em detrimento de outras possíveis. Resumidamente, podemos classificalas da seguinte maneira:

- Variável dependente
  - — Ganho anual ilíquido por unidade horária.
- Variáveis independentes, continuas e discretas, associadas ao trabalhador:
  - Sexo: 1 – Feminino e 2 – Masculino.
  - Idade.
  - Antiguidade.
  - Habilitações segundo a ISCED/97. Os níveis de habilitações literárias fornecidos pela Classificação Internacional Tipo de Educação (ISCED/97) são agrupados em: 0/1 – inferior ou igual ao Ensino Básico (1.º e 2.º ciclo), 2 – Ensino Básico (3.º ciclo), 3 – Ensino Secundário, 9 – Ensino Superior não Universitário (Bacharelato), 10 – Ensino Superior Universitário (Licenciatura), aos quais correspondem os códigos ISCED 0 e 1, ISCED 2, ISCED 3, ISCED 5B e ISCED 5A, respectivamente.

- Tipo de contrato de trabalho: 1 – Tempo indeterminado, 2 – A termo, 3 – Outro.
- Regime de trabalho: 1 – Tempo completo e 2 – Tempo parcial.
- A Profissão distribui-se segundo a Classificação Nacional de Profissões (CNP/94 a 2 dig.).
- A Dimensão da empresa foi categorizada em 5 escalões de dimensão onde: 1 – de 10 a 49 pessoas ao serviço, 2 – de 50 a 249 pessoas ao serviço, 3 – de 250 a 499 pessoas ao serviço, 4 – de 500 a 999 pessoas ao serviço e 5 – 1000 ou mais pessoas ao serviço.
- Tipo de controlo financeiro: 1 – público e 2 – privado.
- Actividade económica do estabelecimento segundo CAE-Rev.2 (2 dig.) de C a K.
- Peso do sexo feminino na empresa.
- Idade média por empresa.
- Antiguidade média por empresa.
- Peso da mão-de-obra pouco qualificada na empresa.
- Peso da mão-de-obra qualificada na empresa.

Numa primeira abordagem, e antes de prosseguir com a caracterização das variáveis, importa referir alguns dos procedimentos que se operaram sobre as bases de dados.

- Para o ano de 1995 realizou-se uma selecção das observações com base na variável controlo de remuneração**.** Esta variável é proveniente dos Quadros de Pessoal do mês de Outubro do ano de referência, e permitiu fazer uma selecção dos trabalhadores por conta de outrem, a tempo completo, remunerados pela totalidade do mês**.**
- Dos trabalhadores com remuneração completa no mês, seleccionaram-se aqueles que também auferiram uma remuneração completa no ano, com ajuda do atributo "período de tempo a que corresponde o ganho anual", proveniente do inquérito.
- O ficheiro de 1995 sofreu transformações nos valores monetários de escudos para euros, aos quais foi aplicada a taxa de câmbio estipulada oficialmente em 2001: 1 euro=200,482 escudos.

Este trabalho enunciou como seu propósito, primeiro, a identificação e quantificação das determinantes do preço intrínseco do factor trabalho e, depois, a medição e a possível explicação da sua desigual distribuição. O foco deste estudo não incide, por conseguinte, sobre uma remuneração mensal do trabalhador

auferida na sua folha de vencimentos, depois de efectuados os seus descontos fiscais e sociais obrigatórios ou facultativos, ou o rendimento do agregado da familiar, incluindo possíveis subsídios sociais, ou ainda remunerações resultantes do exercício de outros empregos. Somente o preço associado ao trabalho num determinado emprego, antes de qualquer tipo de dedução, será objecto de estudo. A variável salarial que se aproximará ao conceito de preço do trabalho será o ganho do trabalhador.

Em conformidade com os procedimentos comuns à comunidade científica, constrói-se para os períodos de 1995, 2002 e 2006 um ganho anual por unidade horária que se designará doravante por "ganho horário". Esta variável dependente obtém-se como o ratio entre o ganho anual ilíquido mensualizado[12] e o número de horas remuneradas mensais.

Obtiveram-se ainda os valores médios das variáveis Idade e Antiguidade, por empresa, que resultaram nas variáveis Idade média por empresa e Antiguidade média por empresa, respectivamente. As variáveis Peso da mão-de-obra pouco qualificada, Peso da mão-de-obra qualificada e Peso do sexo feminino foram construídos com base na distribuição percentual do número de trabalhadores com habilitações ao nível do Ensino Básico (1.º e 2.º ciclo) e ao nível do Ensino Superior (Bacharelato e Licenciatura)[13] e do número de trabalhadores do sexo feminino.

Na elaboração destas variáveis por empresa seguiram-se passos delineados por Simón (2007), que soma todas as unidades locais de uma empresa existentes numa amostra. Porém, este procedimento, ao omitir as unidades locais fora da amostra, pertencentes ao universo da empresa, gera resultados insatisfatórios para uma medida de tendência central da empresa. Tenha-se em mente que, as Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos não produzem, aliás como referido no capítulo antecedente, estimativas estatisticamente representativas para as empresas mas tão e só para os estabelecimentos. Arbitrando entre a eliminação desta insuficiência construtiva[14] e a comparabilidade com os resultados de Simón (2007), optou-se pelo último[15].

De notar que, em relação aos dados das Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos de 2006, e uma vez que o processo de tratamento exaustivo dos Quadros de Pessoal é longo, foi dada prioridade nesse tratamento às

---

[12] Dividiu-se o ganho anual ilíquido por 12.

[13] Para evitar a colinearidade entre as variáveis Peso da mão-de-obra pouco qualificada e Peso da mão-de-obra qualificada não se consideraram, no seu conjunto, todos os níveis de habilitação.

[14] Bastava, em Portugal, recorrer aos Quadros de Pessoal dos respectivos anos.

[15] De facto, estas variáveis estarão mais próximas de uma média do estabelecimento do que de uma média por empresa. Uma empresa conta em média com 1,2 estabelecimentos "Quadros de Pessoal 2005".

empresas com unidades seleccionadas no inquérito. Contudo, os dados aqui considerados serão alvo de pequenos ajustes de reponderação fruto do processamento final do universo.

2.3. A metodologia

2.3.1. O modelo

Como já enunciado na introdução, a finalidade deste trabalho não será testar a bondade do ajustamento empírico das teorias explicativas da formação do salário/ganho aos dados utilizados neste trabalho. Porém, deve reter-se que a fundamentação deste tipo de modelos explicativos da variabilidade do salário/ganho, apresentados em baixo e usados doravante nos modelos explicativos da desigualdade salarial, nos pontos 2.3.3. e 2.3.4., derivam da conjugação da teoria do capital humano e da teoria do salário de eficiência, combinando, desta forma, as variáveis relacionadas com o individuo com a as variáveis referentes à empresa ou ao estabelecimento (Plassard e Tahar (1990), Edin e Zetterberg (1992), Araï et alii (1996), Haisken-DeNew e Schmidt (1999).

Os trabalhos de Gindling e Trejos (2003), Fields (2003 e 2004) e Simón (2007), este último aplicando precisamente o método desenvolvido por Fields (2003) aos dados das "Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos" (SES 2002) de vários países, servem de base de apoio a este estudo.

Para analisar as questões subjacentes ao presente trabalho estimam-se então, segundo Simón (2007), várias equações genéricas do ganho horário (2.3.1.2.):

$$w_i = e^{c+\sum_{j=1}^{J} a_j x_{j,i}+u_i}, i = 1,...,N \qquad (2.3.1.1.)$$

$$\Leftrightarrow \ln(w_i) = c + \sum_{j=1}^{J} a_j x_{j,i} + u_i \qquad (2.3.1.2.)$$

$$\Leftrightarrow \ln(w_i) = \sum_{j=1}^{J+2} \beta_j x_{j,i}$$

$$\Leftrightarrow \ln w = x_j \beta_j, \quad \beta_j' = (c, \alpha_1, ..., \alpha_J, 1)$$

$$e \quad x_j = (1, x_1, ..., x_J, u) \qquad (2.3.1.3.)$$

Em que $\ln(w_i)$ representa o logaritmo neperiano do ganho horário do indivíduo i; c a constante; a_j o coeficiente de regressão da j-ésima variável independente; J o número de variáveis independentes referentes ao indivíduo i; $x_{j,i}$ a j-ésima variável independente referente ao indivíduo i[16]; u_i o erro aleatório referentes ao indivíduo i e N a dimensão da amostra.

A expressão (2.3.1.3.) servirá de simplificação matricial da equação (2.3.1.2.) nos capítulos 2.3.3. e 2.3.4.

É do conhecimento geral que o salário apresenta uma distribuição log-normal. Consequentemente, estimam-se vulgarmente equações log-lineares do tipo (2.3.1.2.) em estudos deste âmbito. Porém, para analisar possíveis efeitos não lineares das variáveis explicativas, introduzem-se as variáveis não só na sua forma discreta como, também, na forma contínua, incluindo o seu quadrado. Testado os possíveis tipos de especificação da equação de ganho genérica propostas por Simón (2007), destaca-se a modelização enunciada em anexo (A1 para 1995, A2 para 2002 e A3 para 2006) como a que se ajusta melhor à informação disponível na base de dados. Esta especificação de base da equação de ganho serve de ponto de partida na análise desenvolvida no decorrer da parte empírica.

Ao desenrolar da estimação das equações do ganho horário, levantou-se um problema de multi-colinearidade quase perfeita entre as variáveis idade e experiência. O coeficiente de correlação entre a idade e a experiência regista um valor muito próximo da unidade nos três anos em causa. Este tipo de problema nos nossos dados não aparece por acaso, visto a variável idade desempenhar um papel predominante na construção da variável experiência. Ciente das dificuldades que o problema de insuficiente informação referente à variável experiência, representado por uma *proxy* insatisfatória, cria à análise estatística, impossibilitando uma análise funcional simultânea destes dois atributos, inclui-se somente a idade na modelização a estimar.

Esta questão premente da colinearidade também se impõe ao tratamento estatisticamente adequado de variáveis independentes qualitativas, introduzidas na especificação do modelo (2.3.1.2.). Para garantir a ortogonalidade dos dados, é imperioso que não se considere a totalidade de categorias de uma variável discreta, também designada por *dummy*, na equação do ganho horário[17]. Consequentemente, uma das suas categorias de variável discreta terá que ser absorvida pelo termo constante da equação, servindo como referência relativa às demais categorias da

---

[16] As variáveis associadas a cada indivíduo podem-se classificar em três tipos de atributos: atributos pessoais, atributos relacionados com o posto de trabalho preenchido pelo individuo e atributos referentes à empresa ou ao estabelecimento do individuo.

[17] O somatório da totalidade das categorias de uma variável qualitativa é a unidade.

variável. Das variáveis explicativas qualitativas na modelização padrão (2.3.1.2.) escolhida para o presente trabalho, elegeu-se como referência à interpretação dos resultados empíricos, no Capitulo 3, uma "mulher", com habilitação inferior ao terceiro ciclo, com a profissão de "dirigente", a tempo completo e contratada sem termo, numa estabelecimento pertencente a uma empresa com 10 a 49 pessoas ao serviço do sector de actividade económica "Construção".

Certas propriedades do modelo log-linear serão de grande utilidade nos capítulos seguintes.

Sendo k uma variável independente contínua com o coeficiente a_1 numa equação log-linear genérica do tipo (2.3.1.2.):

$$\ln w = c + a_1 k + u \Leftrightarrow w = e^{c+a_1 k+u} \qquad (2.3.1.4.)$$

$$\Rightarrow \frac{\delta w}{\delta k} = w a_1 \qquad (2.3.1.1.)$$

$$\Rightarrow \frac{\delta w}{w}\frac{1}{\delta k} = \frac{\delta \ln w}{\delta k} = a_1 + 2a_2 k \qquad (2.3.1.1.)$$

Se a variável k variar infinitesimalmente, em termos absolutos, então varia o ganho horário a_1, em termos relativos. O efeito marginal de k numa especificação log-linear da equação de ganho revela-nos directamente a semi-elasticidade a_1 (2.3.1.6.).

Como a quase totalidade de equações salariais, incluídas neste ensaio, se apresentam do tipo log-linear (2.3.1.4.), obtém-se directamente a semi-elasticidade do ganho horário em relação à variação de qualquer variável contínua, na forma da sua derivada, que, por sua vez, se confunde com o coeficiente da regressão (2.3.1.6.).

Somente perante a especificação simples da equação (2.3.1.4.), se verifica esta identidade entre coeficiente e derivada, bastando aumentar a especificação genérica com o quadrado da respectiva variável contínua para se obter um outro resultado:

$$\ln w = c + a_1 k + a_2 k^2 + u \Leftrightarrow w = e^{c+a_1 k+a_2 k^2+u} \qquad (2.3.1.7.)$$

$$\Rightarrow \frac{\delta w}{w}\frac{1}{\delta k} = \frac{\delta \ln w}{\delta k} = a_1 + 2a_2 k \qquad (2.3.1.8.)$$

De salientar, que neste caso especifico, o efeito marginal da variável k sobre o logaritmo natural do ganho horário, sendo função de si mesmo, não é constante (2.3.1.8.).

Sendo ln w=f (k), se a variável contínua k, em vez de variar marginalmente, variar n anos, então varia o ganho em termos relativos:

$$\Rightarrow \int_{t}^{t+n} f'(k)dk = \left[f(k)\right]_{t}^{+n} = f(t+n) - f(t) \qquad (2.3.1.9.)$$

A variação do ganho neste caso corresponde ao somatório da totalidade das variações marginais entre o momento da partida t e o momento de chegada t+n. Verificando-se, por exemplo, t=0 e a condição (2.3.1.7.) terão:

$$\Rightarrow \int_{0}^{n} f'(k)dk = \left[f(k)\right]_{0}^{n} = f(n) - f(0) = a_1 n + a_2 n^2 \qquad (2.3.1.10.)$$

No caso de uma variável explicativa qualitativa não se pode aplicar o raciocínio anteriormente exposto. A função de ganho não é contínua em k e, consequentemente, não é diferenciável. Sendo k uma variável explicativa discreta, designada dummy, que assume só dois valores, k=0 e k=1, com o coeficiente a_1 na equação do ganho. Partindo da especificação log-linear (2.3.1.4.), obtemos:

$$w = e^{c+a_1 k+u}, k = 0,1 \qquad (2.3.1.11.)$$

$$\Leftrightarrow w = \begin{Bmatrix} e^{c+u}, k = 0 \\ e^{c+a_1+u}, k = 1 \end{Bmatrix} \qquad (2.3.1.12.)$$

$$\Rightarrow \frac{\Delta w}{\Delta k} = (e^{a_1} - 1)w, \Delta k = 1 - 0 = 1 \qquad (2.3.1.13.)$$

$$\Rightarrow \frac{\Delta w}{w}\frac{1}{\Delta k} = (e^{a_1} - 1) \qquad (2.3.1.14.)$$

Se passarmos de um estado qualitativo em que se verifica k=0 para um outro estado em que se verifica k=1, Δk=1, então varia o ganho em termos relativos e^{a1}-1 (2.3.1.14.). Numa situação oposta, Δk=-1, reduz-se o ganho obviamente em termos relativos –(e^{a1}-1). Aqui não se fala de uma variação quantitativa diminuta da variável, mas sim, de uma mudança qualitativa da mesma. Ao contrário do verificado no caso da variável contínua, na especificação genérica (2.3.1.6.), teremos que sujeitar o coeficiente a_1, dado pela equação de ganho log-linear que estimamos, a uma

transformação aritmética no intuito de nos proporcionar o correspondente à semi-elasticidade do caso anterior (2.3.1.14.).

Por conseguinte, no capítulo que se segue, o capítulo em que se relatam os resultados empíricos, dar-se-á uso às expressões acima explicitadas para descrever o relacionamento entre o ganho e uma variável explicativa genérica k. Nomeadamente, se se falar do efeito de k sobre o ganho estar-se-á perante as expressões (2.3.1.6.) ou (2.3.1.8.), se se mencionar o efeito acumulado de n anos de k sobre o ganho refere-se a (2.3.1.10.), e se, no caso da variável k ser discreta, se apresentar o efeito dos níveis ou das classes de k sobre o ganho estar-se-á perante a equação (2.3.1.14.).

2.3.2. Amostra *versus* universo

O objecto de estudo das ciências sociais centra-se normalmente na análise de atributos ou comportamentos associados a uma população mais vasta mas que, por restrições orçamentais, escassez de tempo ou por questões técnicas, não poderá ser inquirida na totalidade.

Face às limitações acima apontadas, inquire-se então somente uma parte da população visada, uma amostra. Se a construção dessa amostra da população se pautou por critérios probabilísticos, poder-se-á inferir dos resultados/parâmetros da amostra para os resultados/parâmetros do universo de referência. Caso contrário, estaremos perante um estudo de casos, limitando as conclusões à amostra.

Numa amostragem aleatória simples, a probabilidade de um indivíduo ser seleccionado para responder ao inquérito é igual à probabilidade de esse mesmo indivíduo ser sido escolhido no universo de referência. Neste tipo específico de amostragem probabilística, a transposição imediata de parâmetros/atributos, resultantes da amostra, para o universo, não suscita qualquer tipo de reserva científica. Os parâmetros apurados para a amostra coincidem simplesmente com os do universo (Winship e Radbill (1994)).

Habitualmente, a totalidade dos inquéritos elaborados pelos diferentes produtores estatísticos segue desenhos amostrais mais complexos, distantes da amostragem aleatória simples. Normalmente estabelece-se, a priori, no desenho de amostragem uma amostra por grupos de indivíduos homogéneos (estratos), que revelam entre si uma dispersão reduzida da característica principal a estimar[18]. A probabilidade de selecção de um indivíduo num destes estratos da amostra será

[18] O desenho de amostragem e, por conseguinte, os estratos amostrais serão definidos à luz da variabilidade da variável alvo observada na população.

igual à dos outros indivíduos no mesmo estrato, mas desigual à probabilidade de terem sido seleccionados no universo. Também, à posteriori, verifica que nem todos os indivíduos seleccionados respondem. Estas taxas de resposta diferentes por estrato causam igualmente distorções na probabilidade de selecção.

Sempre que a probabilidade de um indivíduo ter sido seleccionado para uma amostra de um inquérito e ter respondido ao mesmo inquérito diferir da probabilidade de o mesmo individuo ter sido seleccionado para o universo, necessita-se de um factor probabilístico corrector, chamado ponderador. Ao existir uma diferença entre as probabilidades de selecção de um indivíduo na amostra e no universo, o ponderador corrige estas distorções probabilísticas, assegurando, assim, que os resultados derivados da amostra sejam representativos para o universo de referência [Hendrickx (2002) e Crockett et alii (2007)].

Quando a amostra requer uma ponderação probabilística para ser representativa para o "todo", não é lícito tirar ilações referentes à totalidade da população, com base nos parâmetros da amostra. Nesses casos observa-se um enviesamento dos atributos estimados para a amostra se confrontados com os atributos correspondentes do universo de referência [Wang et alii (1997), Hendrickx (2002) e Crockett et alii (2007)].

Além do enviesamento nas estimativas dos atributos, também se verifica um erro de precisão na estimativa dos atributos. A dispersão dos atributos estimados, medida pelo desvio padrão, revela-se, na generalidade dos casos, superior na amostra não ponderada em relação à da amostra sujeita à ponderação.[19] [Winship e Radbill (1994), Hendrickx (2002) e Crockett et alii (2007)].

Grande parte dos autores contínua, contudo, a não utilizar esta prática. Simón (2007), por citar um autor que nos vai acompanhar ao longo deste estudo, não é uma excepção, ao pressupor, na estimação e análise dos seus resultados, que o Inquérito à Estrutura dos Ganhos se fundamenta numa amostragem aleatória simples[20].

Clogg e Eliason (1987) propõem um método de tratamento desta questão aplicável somente a relações do tipo log-linear, como as usadas no nosso estudo. No fundo, consiste na estimação dos parâmetros da equação log-linear tendo em conta a amostra ponderada, enquanto que a estimação da medida de dispersão

---

19 Hendrickx (2002) e Winship e Radbill (1994) discutem esta problemática aturadamente, dando exemplos elucidativos e propondo soluções.

20 Do ponto de vista metodológico, o Inquérito Complementar à Estrutura dos Ganhos conhece, aliás, uma dupla ponderação. No desenho de amostra, selecciona-se, num primeiro momento, o estabelecimento, com base numa estratificação por NUT/CAE/escalão de dimensão. E, num segundo momento, seleccionam-se no estabelecimento eleito os trabalhadores nascidos em determinados meses, estando predefinido por cada dimensão de estabelecimento quais os meses de nascimento a considerar.

dos parâmetros se opera sobre a amostra simples, sem ponderação. Retenha-se que se trata de um método somente aplicável a relações funcionais log-lineares [Crockett et alii (2007)].

Nesta questão do apuramento, representativo para o universo, dos parâmetros e dos seus desvios padrão nas equações de ganho, seguem-se no presente trabalho as recomendações de Crockett et alii (2007)[21]. O software de trabalho escolhido, Stata, permite a inclusão dos ponderadores probabilísticos, calculando correctamente os parâmetros e respectivos desvios padrão Crockett et alii (2007).

2.3.3. Os factores explicativos do nível de desigualdade

Como mencionado, o objectivo primordial deste trabalho é a apresentação de uma metodologia que permita analisar desigualdades na distribuição de uma variável, quantificando as suas causas na exacta medida em que contribuem para a desigualdade da mesma.

O método desenvolvido por Fields (2003), apoiado na axiomática de Shorrocks (1982) e aplicado por Fields à desigualdade salarial, permite obviamente uma utilização mais vasta e generalizada a outras variáveis, desde que preenchidas certas premissas.

Parte-se então, como enunciado na equação (2.3.1.3.), de uma "boa" estimativa, utilizando o método dos mínimos quadrados, da relação semilogaritmica entre o ganho horário, como variável endógena, a explicar, e os seus inúmeros factores explicativos, as variáveis exógenas.

Aplicando a covariância a ln(w), ao logaritmo natural do ganho horário, aos dois lados da equação 2.3.1.3 temos:

$$\sigma^2(\ln w) = \sum_{j=1}^{j+2} \mathrm{cov}(x_j \beta_j, \ln w) \qquad (2.3.3.1.)$$

Assim, obtém-se a variância como medida de dispersão salarial, melhor, do ln w. Dividindo agora os dois lados da equação por esse mesma variância:

$$\Leftrightarrow 1 = \frac{\sum_{j=1}^{j+2} \mathrm{cov}(x_j \beta_j, \ln w)}{\sigma^2(\ln w)} \qquad (2.3.3.2.)$$

---

[21] Crockett et alii (2007) analisam este problema à luz dos vários *softwares* estatísticos existentes então no mercado. O SPSS na versão 12 foi o único pacote estatístico a não ser recomendado pelos autores, dado calcular o erro padrão de uma forma deficiente.

Definindo S_j (ln w) como o contributo relativo do factor explicativo j para a desigualdade salarial, medida pela variância do ln (w):

$$\Leftrightarrow 1 = \sum_{j=1}^{j+2} S_j(\ln w) \qquad (2.3.3.4.)$$

Em que

$$S_j(\ln w) = \frac{\mathrm{cov}(x_j\beta_j, \ln w)}{\sigma^2(\ln w)} = \frac{a_j * \sigma(x_j) * corr(x_j, \ln w)}{\sigma(\ln w)} \qquad (2.3.3.5.)$$

A definição de S_j (ln w) merece uma interpretação aprofundada:

Deduz-se, ceteris paribus, que o contributo relativo do factor explicativo j para a desigualdade salarial será tanto maior quanto maior for o seu coeficiente de regressão, tanto maior quanto maior for a dispersão (desvio padrão) dos seus dados, tanto maior quanto maior for a sua associação às flutuações do logaritmo do ganho horário e tanto maior quanto menor for a dispersão (desvio padrão) do logaritmo do ganho horário.

Sendo corr(x_j, lnw) o simples coeficiente de correlação entre a variável explicativa, x_j, e a variável explicanda, ln w, segue:

$$\sum_{j=1}^{j+1} S_j(\ln w) = R^2(\ln w) \qquad (2.3.3.6.)$$

A soma dos contributos relativos de todos os factores explicativos, excluindo o factor residual, iguala portanto o coeficiente de determinação da regressão simples da expressão (2.3.1.3).

Fields (2003) define, após a dedução das anteriores expressões, p_j (ln w) como a proporção da dispersão que é explicada pela variável x_j:

$$p_j(\ln w) = \frac{S_j(\ln w)}{R^2(\ln w)} \qquad (2.3.3.7.)$$

O procedimento desenvolvido nas linhas anteriores permite somente a decomposição da desigualdade, medida pela variância, do logaritmo neperiano do ganho.

Ou seja, constatam-se, até ao momento, dois tipos de limitação ao propósito enunciado na introdução a este trabalho.

Primeiro, a desagregação da dispersão do ln w nos seus contributos explicativos só será válida se, e só se, a dispersão for medida pela variância, não sendo consequentemente extensível a indicadores de desigualdade mais correntes e conhecidos, como os Índices de Gini, de Atkinson e indicadores que relacionam os percentis da distribuição entre si, etc. Segundo, não se estuda a dispersão do ganho horário, w, mas a de uma transformação monótona do mesmo, o ln w.

O teorema de Shorrocks (1982) permite ultrapassar o primeiro dos constrangimentos apontados. Assim, se a variável explicanda, no nosso caso ln w, se desagregar linearmente[22] nas suas componentes explicativas, então as relações estabelecidas anteriormente, nas equações (2.3.3.1) a (2.3.3.7), aplicam-se a qualquer indicador de desigualdade função dessa mesma variável, I (ln w), que seja contínuo, simétrico e que, em caso de igual distribuição do atributo ln w, assuma o valor zero. De realçar que o indicador de dispersão pode ser mesmo uma função de ln w: $I(\ln w) \Rightarrow I = f(\ln w)$

Somente esta extensão axiomática de Shorrocks possibilita a decomposição nos factores explicativos de qualquer indicador de dispersão função de ln w, desde que preenchidas certas condições. Condições essas que a maioria dos indicadores de desigualdade, habituais na literatura cientifica, respeitam.

A segunda limitação ultrapassa-se parcimoniosamente. Após algumas manipulações algébricas, apresenta-se o seguinte[23]:

$$w = e^{\ln w} \Rightarrow I(w) = f(\ln w) \qquad (2.3.3.8.)$$

Ora, qualquer indicador de desigualdade do ganho horário, I (w), será simultaneamente, uma função do ln (w). Seguindo a axiomática de Shorrocks mencionada acima, pode-se usar então, nesta situação, as relações estabelecidas anteriormente não só para medidas de desigualdade do ln w, I (ln w), como também para medidas de dispersão referentes ao ganho, I (w), para desagregar o indicador de dispersão nas suas componentes explicativas.

2.3.4. Os factores explicativos da variação da desigualdade

Entre dois momentos temporais, os factores explicativos poderão ter um papel contributivo distinto na explicação da variação da desigualdade do que aquele que tiveram no estabelecimento do nível de desigualdade.

A quantificação do contributo de cada um dos factores explicativos para a variação do indicador de desigualdade dependerá sempre do indicador escolhido.

---

[22] A imposição de uma desagregação linear das componentes explicativas da desigualdade destaca-se como uma das limitações desta teoria, não se considerando as interacções entre as variáveis independentes na construção do modelo.

[23] Fields (2003 e 2004) introduz este aspecto mas não o explicita exaustivamente.

Para qualquer medida de desigualdade do ganho horário, I (w), pode-se formular a variação absoluta de desigualdade entre os momentos subsequentes, 1 e 2, da seguinte forma:

$$I(w)_2 - I(w)_1 = \sum_j [S_{j,2} * I(w)_2 - S_{j,1} * I(w)_1] \qquad (2.3.4.1.)$$

Dado um certo indicador de desigualdade, apresenta Fields (2003) o contributo relativo do factor explicativo j para a variação da desigualdade, entre dois momentos temporais subsequentes, **t =1 e t =2**[24]:

$$\Rightarrow \Pi_j(I(w)) = \frac{S_{j,2} * I(w)_2 - S_{j,1} * I(w)_1}{I(w)_2 - I(w)_1} \qquad (2.3.4.2.)$$

O contributo absoluto desse factor explicativo **j** para a variação temporal da desigualdade salarial será então:

$$\Rightarrow \Pi^*_j(I(w)) = \Pi_j(I(w)) * (I(w)_2 - I(w)_1)$$
$$\Leftrightarrow \Pi^*_j(I(w)) = S_{j,2} * I(w)_2 - S_{j,1} * I(w)_1 \qquad (2.3.4.3.)$$

Posto isto, a desigualdade salarial entre dois momentos temporais varia, por um lado, em resultado de flutuações de "preço", do coeficiente de regressão de um factor explicativo e, por outro, devido a uma alteração qualitativa do próprio factor explicativo, isto é, na sua volatilidade ou na sua associação ao movimento da variável salarial (Simón (2007)).

O método de Fields (2003) não permite distinguir entre estes dois focos de perturbação que atingem os factores explicativos, as variações do preço e da estrutura. Yun (2006) consegue ir mais longe, ao apresentar uma metodologia que permite precisamente discernir entre os efeitos destes dois focos, mas que não será objecto deste trabalho[25].

---

[24] Esta definição do contributo do factor explicativo j para a variação da desigualdade salarial é extensível também a variações de estado mais genéricas, como comparações entre países ou indivíduos.

[25] A metodologia de Yun (2006) apresenta-se como uma extensão do trabalho desenvolvido por Fields (2003).

Capítulo 3 OS RESULTADOS EMPÍRICOS

3.1. O efeito salarial dos atributos ligados ao individuo[26]

Quadro 2 Efeito do sexo sobre o ganho horário[27]

	1995	2002	2006
Homem (referência)	0 %	0 %	0 %
Mulher	-15,9 %	-8,6 %	-14,2 %

A discriminação salarial do sexo feminino representa um dos traços marcantes das sociedades contemporâneas. Como exposto no ponto 2.3.1., transformam-se os coeficientes das variáveis discretas segundo a expressão (2.3.1.14.) para representarem o respectivo efeito sobre a variável "sexo". Assim, por unidade horária, as trabalhadoras portuguesas auferiram no ano de 1995 menos 15,9 % e em 2006 menos 14,2 %, do que os seus colegas masculinos. Para memória presente, Simón (2007) estima uma penalização de 10,8 % para Portugal, de 13,2 % para a Espanha e de 9,6 % para a Holanda, em 2002[28]. Portanto, a discriminação salarial verificada no nosso país, estando porventura acima da média europeia,

---

[26] Os coeficientes subjacentes ao efeito salarial do sexo são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%.

[27] De facto, na estimação das equações do ganho horário serviu a característica "mulher" como referência (Veja-se no ponto 2.3.1., a solução proposta no tratamento da colinearidade de variáveis qualitativas, e o Anexo). Porém, para facilitar as comparações internacionais, que habitualmente consideram o "homem" como padrão, apresentaram-se somente neste capítulo os resultados em função do "homem".

[28] Estes valores são da responsabilidade exclusiva do autor, tendo sido calculadas segundo a expressão (2.3.14.) com base nos quadros em anexo apresentados por Simón (2007). De lembrar que os resultados publicados no trabalho de Simón (2007) não resultam de uma ponderação probabilística, relativizando-se, desta forma, as discrepâncias nos resultados apurados em 2002 entre o presente trabalho e o de Simón (2007).

insere-se perfeitamente numa tendência mais generalizada do continente europeu (Quadro 3).

Quadro 3 Coeficientes[29] das variáveis idade e antiguidade[30]

	1995	2002	2006
Idade	3,31 %	2,73 %	3,01 %
Idade ao quadrado	-0,03 %	-0,03 %	-0,03 %
Antiguidade	-0,89 %	1,50 %	1,55 %
Antiguidade ao quadrado	-0,01 %	-0,03 %	-0,03 %

Como a teoria económica prevê[31], o perfil das relações ganho-idade ou ganho--experiência[32] a traçar é, na apresentação contínua, estritamente convexo (Quadro 3 e Figura 2). O coeficiente do quadrado da variável "idade" é negativo na equação semilogaritmica (2.3.1.2.), enunciando consequentemente uma relação convexa entre o ganho horário e a idade. Os trabalhadores mais jovens, com menos experiência no mercado de trabalho, encontram-se, nos três anos em estudo, fortemente penalizados em relação aos colegas mais velhos, mais experientes. Este perfil ganho-idade atinge o seu máximo absoluto, em termos de valorização salarial horária, no grupo etário dos 48 anos em 1995 e em 2002. O máximo salarial deslocou-se em 2006, do ponto de vista do grupo de referência, para um escalão etário mais elevado, entre os 52 e 54 anos (Quadro 3 e Figura 2).

Com o aumento da antiguidade na mesma empresa, decresce o efeito marginal de cada ano de antiguidade sobre o ganho horário, por outras palavras, o coeficiente do quadrado da antiguidade na nossa relação funcional (2.3.1.2.) é, como já se tinha notado para a idade, negativo. Porém, à revelia do registado para as outras duas variáveis, o máximo em termos de valorização salarial, desloca-se para um escalão de antiguidade inferior, passando de cerca de 50 anos em 1995 para entre 28 e 31 anos em 2002 e 2006, respectivamente (Quadro 3 e Figura 2).

---

[29] Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 1%. A sua apresentação em percentagem, sendo coeficientes, não seria necessária.

[30] Como enunciado na expressão (2.3.1.8), os coeficientes destas variáveis contínuas terão que ser transformados segundo (2.3.1.8) para representarem o respectivo efeito marginal.

[31] Consulte-se, por exemplo, os autores Arai et alii (1996) ou Ben-Porath (1967).

[32] Dada a colinearidade quase perfeita entre idade e experiência, todas as ilações que se tiram deste estudo sobre a variável idade serão igualmente aplicáveis à variável experiência.

Como esperado, a instrução escolar tem um efeito positivo sobre o ganho horário. No entanto, a dimensão deste efeito positivo não será igual para os diferentes níveis de habilitação.

Na apresentação teórica do modelo do capital humano, a taxa de rentabilidade da formação escolar r_s apresenta-se como o efeito marginal da escolaridade, de um ano de escolaridade, sobre o ganho horário (Becker (1964 e 1975), Mincer (1974), Psacharopoulos (1981, 1985), Magalhães e Abecassis (1992) e Pereira e Martins (2000)).

Pereira e Martins (2000) estimam esta taxa de rentabilidade para Portugal, num modelo minceriano, não em termos médios para o total da população mas para cada decil (quantil) da distribuição salarial. Aplicando regressões em quantis, esses autores destacam que a taxa de rentabilidade de um ano de escolaridade será mais elevada para os trabalhadores que se situam nos decis superiores, para os trabalhadores melhor remunerados.

Neste trabalho tentar-se-á estudar a taxa de rentabilidade dos diferentes níveis habilitacionais, isto é, o efeito dos vários níveis habilitacionais (vigentes actualmente em Portugal) sobre o ganho horário.

Quadro 4 Taxa de rentabilidade dos níveis de habilitação[33]

Níveis de habilitação (ISCED/97)[34]	1995	2002	2006
0/1 - Ensino Básico (inferior ou igual ao 2.º ciclo) (ref.)	0 %	0 %	0 %
2 - Ensino Básico (3.º ciclo)	11,4 %	6,1 %	8,5 %
3 - Ensino Secundário	15,8 %	12,0 %	19,6 %
5A - Ensino Superior não Universitário (Bacharelato)	-38,8 %	21,3 %	37,7 %
5B - Ensino Superior Universitário (Licenciatura)	47,9 %	36,1 %	49,9 %

Elegendo como referência para o presente estudo, o ganho horário de um trabalhador por conta de outrem com um nível de habilitação inferior ou igual ao segundo ciclo do ensino básico, destacam-se as seguintes conclusões:

[33] Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de significância de 5 %.

[34] Veja-se os pontos 2.1. e 2.2. Os níveis de habilitação publicados em Anexo apresentam a codificação original, oriunda das Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos. Dado existir uma correspondência exacta entre essa codificação e a classificação da ISCED/97, preferiu-se, no intuito de facilitar a interpretação imediata, a apresentação dos resultados segundo a ISCED/97.

Primeiro, a grelha salarial melhorou inesperadamente para o indivíduo de referência, entre 1995 e 2002. A taxa de rentabilidade dos níveis habilitacionais superiores ao segundo ciclo, baixou sensivelmente em 2002. Porém, entre 2002 e 2006, os indivíduos com a habilitação escolar mais baixa vêem-se crescentemente discriminados em termos salariais, revelando-se este grupo como o grande perdedor do início do novo milénio.

Segundo, os indivíduos com um nível de habilitação superior, bacharéis e licenciados, atingem em 2006 uma taxa de rentabilidade salarial semelhante à do ano 1995 (Quadro 4).

Quadro 5 Taxa de rentabilidade entre níveis de habilitação subsequentes

Níveis de habilitação (ISCED/97)	1995	2002	2006
2 *versus* 0/1	2,2 %	1,2 %	1,7 %
3 *versus* 2	1,4 %	2,0 %	3,5 %
5A *versus* 3	7,1 %	3,0 %	5,7 %
5B *versus* 5A	4,4 %	7,2 %	5,9 %

A análise das diferentes taxas de rentabilidade ainda se torna mais nítida ao calcular a taxa de rentabilidade de cada ano escolar entre dois níveis de habilitação subsequentes, que se apresenta como: $r_{ij} = (r_i - r_j) / \Delta s$[35] , sendo i e j dois níveis de habilitação subsequentes, r_i a taxa de rentabilidade do nível habilitacional i e Δs o número de anos de escolaridade entre o níveis de habilitação i e j (Quadro 5)[36].

Neste caso, a rentabilidade de um ano de escolaridade só se diferencia da de um outro, se esses anos de escolaridade se situarem em níveis de habilitação distintos. Caso as taxas de rentabilidade entre os diversos graus de ensino sejam idênticas, justificar-se-ia plenamente a apresentação da variável habilitação como variável contínua simples; caso contrário, como discreta.

Magalhães e Abecassis (1992) fazem este exercício para 1986 e detectam como máximo absoluto a taxa de rentabilidade de um ano escolar do Bacharelato versus Curso Complementar (15 *versus* 12), logo seguido pela do Curso Geral

---

35 Uma média geométrica seria mais adequada.

36 Partiu-se da premissa que a classe 0/1-ISCED/97 equivale, em média, a quatro anos escolares, a classe 2-ISCED/97 a nove anos, a classe 3-ISCED/97 a 12 anos, a classe 5A-ISCED/97 a 15 anos e a classe 5B-ISCED/97 a 17 anos escolares.

versus Ensino Preparatório (9 *versus* 6). Repare-se que, do ponto vista deste critério e naquela época, um indivíduo devia no mínimo concluir o Curso Geral (nove anos) e idealmente o Bacharelato (15 anos).

As ilações a retirar para o ano de 1995, a partir do presente trabalho, reproduzem, surpreendentemente, o verificado para os anos oitenta por Magalhães e Abecassis (1992). A saída precoce do sistema escolar, antes do 3.º ciclo do ensino básico, e o bacharelato, continuam a ser premiados pelo mercado de trabalho.

Porém, os anos de 2002 e 2006 estabeleceram um novo nível de entrada no sistema escolar, o 3.º ciclo, desvalorizando a conclusão do 2.º ciclo a favor da do 3.º ciclo[37]. Nestes dois anos também de desfez definitivamente a quase igualdade de rentabilidade entre os dois níveis de habilitação mais altos.

Se a finalização do 3.º ciclo é a melhor opção para quem quer deixar o ensino cedo, apresenta-se agora a conclusão do ensino superior universitário, a licenciatura, como a escolha óptima, com uma taxa de rentabilidade de cada ano escolar de 7,2% em 2002 e 5,9% em 2006, para quem quiser continuar no ensino escolar. O bacharelato só servirá como ponto de passagem para a licenciatura, ao contrário do que se verificava em 1995 e nos anos anteriores.

A leitura do Quadro 5 parece favorecer uma apresentação discreta da variável habilitação.

Em jeito de resumo, destaca-se que os coeficientes estimados na expressão (2.3.1.2) confirmam satisfatoriamente o enunciado pela teoria económica (Anexo A1, A2 e A3). As variáveis idade (experiência) e antiguidade revelam efeitos marginais decrescentes sobre o ganho horário. O efeito salarial da idade, apesar de ter inesperadamente diminuído em 2002, apresenta-se como o mais expressivo dos efeitos das variáveis.

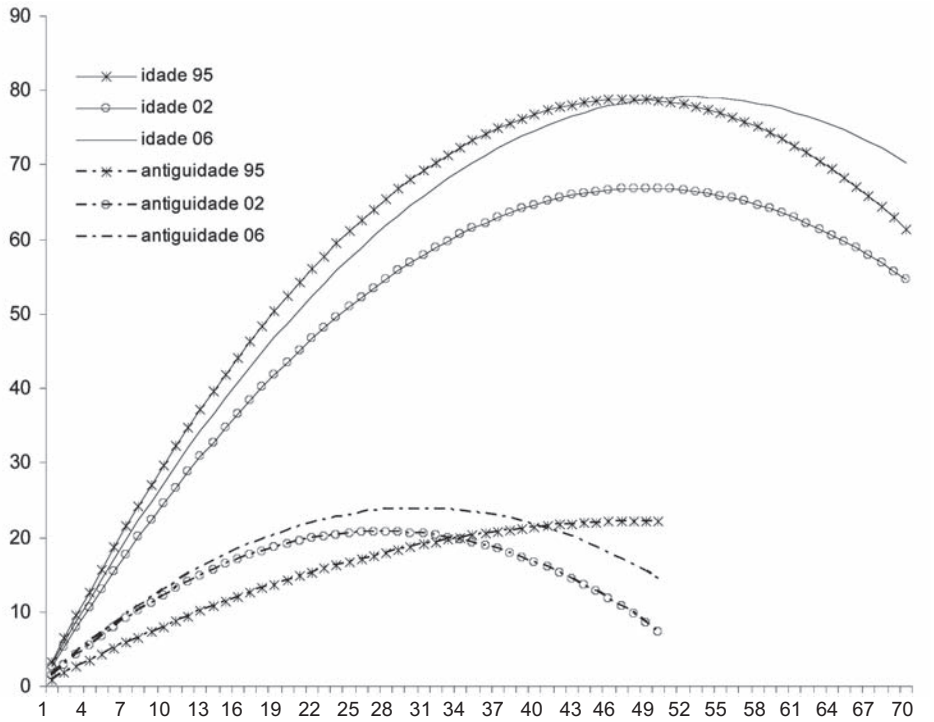
As habilitações escolares seguem-se à idade em magnitude do efeito salarial, representando, no seu máximo, pouco mais do que metade do efeito desta última (Quadro 4). O prémio da antiguidade parece ter, nestes três anos, a expressão salarial mais fraca. Mesmo assim, o prémio salarial máximo devido à antiguidade representa aproximadamente pouco mais do que um quarto do correspondente prémio máximo para a idade. A taxa de rentabilidade da escolaridade não apresenta um efeito marginal constante sobre o ganho, como vulgarmente aceite, mas crescente (Becker (1964), Mincer (1974), Psacharopoulos (1981, 1985)) (Quadro 2 e Figura 2)[38].

---

[37] Esta mudança na valorização salarial do nível de entrada no sistema escolar, por parte dos agentes económicos, resulta, em grande parte, do aumento legal dos anos de "escolaridade mínima obrigatória" no período em foco.

[38] Interessante será aqui relembrar os resultados de Simón (2007). O autor não obtém dados que confirmem, para a quase totalidade dos países que observa, incluindo Portugal, a convexidade da

Figura 2 Efeito acumulado da idade e antiguidade sobre o ganho horário em 1995, 2002 e 2006[39]



3.2. O efeito salarial dos atributos ligados ao posto de trabalho

Obviamente, os atributos apresentados pelos trabalhadores por conta de outrem e que estão associados ao seu posto do trabalho também influem na formação salarial.

Num olhar breve, e com base na profissão, não aparenta haver entre os anos de 1995 e 2006 uma alteração assinalável na matriz salarial dos "sub grande grupos

relação entre o ganho horário e as variáveis em causa. Desta forma existirão, à revelia da teoria económica vigente e segundo Simón (2007), efeitos salariais marginais monotonamente crescentes com o aumento da idade ou da antiguidade. Este resultado parcial resultará da ausência de ponderação, como já referido no capítulo 2.3.2.

[39] O efeito acumulado destas variáveis sobre o ganho horário calcula-se conforme apresentado na equação (2.3.1.10).

profissionais"[40]. Os trabalhadores não qualificados dos serviços e do comércio (9.1-CNP94), o "sub grande grupo profissional" pior remunerado[41], auferem em 1995 um ganho horário 55,9 % inferior ao dos directores de empresa (sub grande grupo profissional de referência -1.2-CNP94). Em 2006, o seu ganho horário situa-se 60,1% abaixo do dos directores (Quadro 6).

Num olhar mais atento, nota-se que o posicionamento relativo, em relação ao grupo de referência, de quase todos os sub grande grupos profissionais se degradou, em termos salariais, de 1995 para 2006. Certos sub grande grupos dos empregados (4.1 a 5.2-CNP94) e dos operários (7.1 a 8.3-CNP94) aproximaram-se, em 2006, perigosamente do sub grande grupo profissional pior remunerado. O pessoal dos serviços directos e particulares, de protecção e segurança (5.1-CNP94), a título de exemplo, passou, em 1995, de um ganho horário 48,4% abaixo do dos directores para, em 2006, um ganho horário 58,3 % abaixo do nível de referência. Somente os especialistas das profissões intelectuais e científicas (2.1 a 2.4-CNP94) e os técnicos e profissionais de nível intermédio (3.1 a 3.4-CNP94) conseguiram melhorar o seu posicionamento relativo (Quadro 6).

Num âmbito transnacional, salienta-se que os grupos profissionais em Portugal apresentam um escalonamento salarial coerente com o registado noutros países (Araï et alii (1996) e Simón (2007)).

Procura-se em seguida saber se ao longo deste período em análise, de 1995 a 2006, se alterou substancialmente a magnitude das diferenças salariais entre as classes profissionais ou a posição hierárquica das profissões em termos salariais.

Os coeficientes de correlação de Pearson, que quantificam a associação linear entre variáveis, e de Spearman, que medem a associação ordinal entre variáveis, apresentados no Quadro 7, respondem a estas duas questões. O coeficiente de correlação de Pearson varia, segundo as diferentes especificações temporais do ganho horário, entre 0,79 no período de 1995 a 2002 e 0,87 no período de 2002 a 2006. E o coeficiente de correlação de Spearman situa-se entre 0,74, no período de 1995 a 2002, e 0,93, no período de 2002 a 2006. De realçar que o ano de 2002 parece ser atípico, do ponto de vista da hierarquia profissional. O ano de 2006 retoma a estrutura ordinal das profissões do ano de 1995 (o coeficiente de correlação de Spearman é de 0,86 no período de 1995 a 2006, superior ao do período de 1995 a 2002).

---

[40] De acordo com a designação, a 2 dígitos, da Classificação Nacional das Profissões (CNP94).

[41] Em 1995, surgem os docentes do ensino secundário, superior e profissões similares (2.3-CNP94) como o extremo negativo da matriz salarial dos grupos profissionais. Possivelmente por não abrangerem a globalidade do sistema de ensino (o ensino público não é coberto), as estimativas para este grupo parecem inconsistentes e serão tratadas como *outlier*.

Quadro 6 Diferenças salariais interprofissionais[42]

Profissões (CNP 1994)	1995	2002	2006
1.2. - Directores de empresa (ref.)	0 %	0 %	0 %
2.1. - Especialistas das ciências físicas, matemáticas e engenharia	-22,5 %	-25,1 %	-25,5 %
2.2. - Especialistas das ciências da vida e profissionais da saúde	-23,2 %	-14,0 %	-24,3 %
2.3. - Docentes do ensino secundário, superior e profissões similares	-56,8 %	-32,1 %	-33,9 %
2.1. - Especialistas das ciências físicas, matemáticas e engenharia	-22,5 %	-25,1 %	-25,5 %
2.2. - Especialistas das ciências da vida e profissionais da saúde	-23,2 %	-14,0 %	-24,3 %
2.3. - Docentes do ensino secundário, superior e profissões similares	-56,8 %	-32,1 %	-33,9 %
2.4. - Outros especialistas das profissões intelectuais e científicas	-31,9 %	-31,7 %	-29,8 %
3.1. - Técnicos e profissionais de nível intermédio das ciências físicas e químicas, da engenharia e trabalhadores similares	-37,5 %	-44,0 %	-33,1 %
3.2. - Profissionais de nível intermédio das ciências da vida e da saúde	-34,5 %	-47,6 %	-32,6 %
3.3. - Profissionais de nível intermédio do ensino	-44,5 %	-58,4 %	-33,2 %
3.4. - Outros técnicos e profissionais de nível intermédio	-28,0 %	-37,1 %	-32,3 %
4.1. - Empregados de escritório	-46,2 %	-54,1 %	-51,2 %
4.2. - Empregados de recepção, caixas, bilheteiros e similares	-48,4 %	-57,7 %	-55,3 %
5.1. - Pessoal dos serviços directos e particulares, de protecção e segurança	-48,4 %	-59,2 %	-58,3 %
5.2. - Manequins, vendedores e demonstradores	-49,8 %	-60,1 %	-59,1 %
7.1. - Operários, artífices e trabalhadores similares das indústrias extractivas e da construção civil	-47,4 %	-55,8 %	-53,8 %
7.2. - Trabalhadores da metalurgia e da metalomecânica e trabalhadores similares	-47,0%	-55,2 %	-51,4 %
7.3. - Mecânicos de precisão, oleiros e vidreiros, artesãos, trabalhadores das artes grãficas e trabalhadores similares	-50,4 %	-58,9 %	-57,0 %
7.4. - Outros operários, artífices e trabahadores similares	-52,4 %	-61,5 %	-57,3 %
8.1. - Operadores de instalações fixas e similares	-46,9 %	-57,9 %	-52,3 %
8.2. - Operadores de máquinas e trabalhadores da montagem	-50,6 %	-59,5 %	56,0 %
8.3. - Condutores de veículos e embarcações e operadores de equipamentos pesados móveis	-46,9 %	-57,5 %	-54,1 %
9.1. - Trabalhadores não qualificados dos serviços e comércio	-55,9 %	-64,1 %	-60,1 %
9.3. - Trabalhadores não qualificados das minas, da construção civil e obras públicas, da indústria transformadora e dos transportes	-55,3 %	-63,3 %	-60,0 %

[42] Todos os coeficientes revelam-se estatisticamente significativos a um nível de significância de 5%.

Portanto, não só as posições relativas de cada uma das classes profissionais como, também, a magnitude das diferenças salariais entre elas, mostram-se globalmente estáveis em relação à evolução no tempo; revela-se, no entanto, uma maior associação ordinal entre o ano de 1995 e de 2006 do que entre os períodos consecutivos (Quadro 7).

Quadro 7 As correlações entre os grupos profissionais

	Pearson			Spearman		
	1995	**2002**	**2006**	**1995**	**2002**	**2006**
1995	1,00	0,79	0,82	1,00	0,74	0,86
2002		1,00	0,87		1,00	0,93
2006			1,00			1,00

O facto dos trabalhadores com um relação contratual não permanente, a termo, ganharem manifestamente menos, *ceteris paribus*, do que os seus congéneres com contrato permanentes, não deixa de ser um pormenor interessante. Implica que a precarização crescente da relação laboral não foi acompanhada por um prémio, compensador do risco de se perder esse emprego (Quadro 8).

As outras formas de relação contratual e o regime de trabalho a tempo parcial não serão objecto de análise neste estudo, por as estimativas associadas a estes atributos não registarem a significância estatística necessária (Anexo).

Quadro 8 Efeito da relação contratual sobre o ganho horário[43]

	1995	**2002**	**2006**
Contrato permanente (ref.)	0 %	0 %	0 %
Contrato a termo	-2.2 %	-6.5 %	-7,0 %

3.3. O efeito salarial dos atributos ligados ao estabelecimento ou à empresa

Existe um consenso alargado, no seio da comunidade científica, de que as variáveis associadas somente ao trabalhador, as variáveis derivadas da teoria do capi-

[43] Todos os coeficientes se revelam estatisticamente significativos a um nível de significância de 5 %.

tal humano, não explicam alguns aspectos empíricos importantes na formação salarial[44].

Outras correntes teóricas surgiram, associadas à teoria do salário de eficiência, como por exemplo o modelo do *shirking*, o modelo da ameaça sindical ou o modelo normativo, com o intuito de explicar o que a teoria do capital humano não foi capaz (Shapiro e Stiglitz (1984), Bowles (1985) e Bulow e Summers (1986) Dickens (1986) Akerlof e Yellen (1989).

A simples existência de diferenças salariais persistentes entre os sectores de actividade económica ao longo do tempo e a sua reprodução nos mesmos moldes em diferentes países, a existência de um mesmo escalonamento salarial entre grupos socioprofissionais nos diversos espaços económicos, como exposto no capitulo anterior, ou mesmo, a relevância de certos atributos da empresa ou do estabelecimento (dimensão, rentabilidade, política de preços, politica da empresa, etc.) na determinação salarial, obriga a ter em conta um leque mais vasto de atributos de análise neste estudo (Krueger e Summers (1988), Araï et alii (1996), Bayet (1996), Hartog et alii (1997), e Haisken-DeNew e Schmidt (1999)).

Recentemente, por exemplo, discute-se a hipótese de poder existir uma política salarial específica não só ao nível de uma empresa como até ao nível de um estabelecimento de uma empresa e não apenas de todo o sector de actividade (Kramarz et alii (1995), Abowd e Kramarz (1997), Funkhouser (1998) e Cardoso (1999).

Neste capítulo tentar-se-á, então, esclarecer o papel das variáveis explicativas ligadas ao estabelecimento/à empresa na determinação do ganho horário.

A dimensão da empresa na qual o estabelecimento se insere, peso da mão-de-obra feminina na empresa, idade e antiguidade média dos trabalhadores de uma empresa, peso da mão-de-obra muito e pouco qualificada na empresa e o sector de actividade económica do estabelecimento.

Inúmeros estudos empíricos apontam para uma relação crescente, côncava, entre o ganho de um trabalhador e a dimensão da empresa à qual ele pertence. Para estudarmos este efeito para o caso português, introduzimos cinco classes de dimensão na equação de ganho horário. Não existem dúvidas de que, para os três anos em análise se verifica para Portugal uma relação crescente entre ganho e dimensão da empresa. Em 2006, confrontado com os anos anteriores, essa relação perde visivelmente vigor, em todos as classes de dimensão apresentadas. Um trabalhador por conta de outrem de um estabelecimento que se insere numa empresa com mais de 1000 pessoas ao serviço (dimensão 5) aufere em 1995, ceteris

[44] Porém, persiste a hipótese, mesmo que remota, de estas diferenças salariais não serem mais do que um problema de modelização empírica da teoria do capital humano. A questão continua então em aberto e resume-se, simplificadamente, à medição da "qualidade não observada do capital humano" nos dados empíricos (Abowd e Kramarz (1997)).

paribus, mais 27,9 % do que um trabalhador de uma empresa de dimensão 1, entre 10 e 49 pessoas ao serviço. Em 2006, essa discrepância salarial entre estes dois trabalhadores reduz-se para 19,8% (Quadro 9).

Quadro 9 Efeito da dimensão de empresa sobre o ganho horário[45]

Dimensão da empresa (número de pessoas ao serviço)	1995	2002	2006
1 (referência)	0 %	0 %	0 %
2	12,7 %	10,6 %	10,6 %
3	20,6 %	24,7 %	16,0 %
4	26,1 %	23,6 %	17,5 %
5	27,9 %	25,7 %	19,8 %

No entanto, o escalonamento em classes da dimensão da empresa não se revela suficiente para confirmar a convexidade desta relação crescente.

Descontando os casos de insignificância estatística, conclui-se que, em 2006, cada dez pontos percentuais de aumento no peso das mulheres na mão-de-obra de uma empresa, diminui o ganho horário de qualquer trabalhador dessa mesma empresa em 0,51 % (Quadro 10).

A variação da idade e da antiguidade média dos trabalhadores de uma empresa apresentam consequências contraditórias sobre o ganho horário.

Quadro 10 Efeito de outros atributos da empresa sobre o ganho horário[46]

	1995	2002	2006
Peso do sexo feminino	0 %	0 %	0 %
Idade média	12,7 %	10,6 %	10,6 %
Antiguidade média	20,6 %	24,7 %	16,0 %
Peso da mão-de-obra qualificada	26,1 %	23,6 %	17,5 %
Peso da mão-de-obra pouco qualificada	27,9 %	25,7 %	19,8 %

[45] Todos os coeficientes se revelam estatisticamente significativos a um nível de significância de 5 %.

[46] Somente os coeficientes a negrito não se revelam estatisticamente significativos a um nível de significância de 10 %.

As variáveis "peso da mão-de-obra pouco qualificada" ou o seu oposto "peso da mão-de-obra qualificada"[47], nascem da ideia que os custos de rotação da mão-de-obra da empresa serão inferiores nas empresas que empregam maioritariamente mão-de-obra pouco qualificada ou superiores nas empresas mais necessitadas de mão-de-obra qualificada (Plassard e Tahar (1990)). Uma empresa, pouco exigente nas qualificações, recruta então com facilidade trabalhadores com as características necessárias, não tendo desta forma necessidade de remunerar bem os trabalhadores. Em 2006, uma subida de dez pontos percentuais do peso da mão-de-obra qualificada numa empresa resulta num acréscimo de 2 % do ganho horário de qualquer trabalhador dessa empresa (Quadro 10).

Empiricamente, calcularam-se para Portugal, em 1995, 2002 e 2006, os efeitos das classes de actividade económica sobre o ganho horário segundo a expressão (2.3.14.), apresentados no Quadro 11.

Estas diferenças salariais intersectoriais que se registam, ceteris paribus, sistematicamente entre indivíduos estritamente comparáveis, que só se distinguem por trabalharem em diferentes sectores de actividade económica, têm sido um dos principais pomos de discórdia na disputa teórica entre as diferentes correntes explicativas da formação salarial (Krueger e Summers (1988), Araï et alii (1996), Abowd e Kramarz (1997), etc.)[48].

Devemos aos autores Krueger e Summers (1988) a primeira abordagem metódica destas diferenças salariais, propondo um indicador padrão para quantificar rigorosamente as desigualdades salariais de trabalhadores comparáveis entre os sectores de actividade. Uma metodologia que foi posteriormente reformulada e aperfeiçoada por Haisken-DeNew e Schmidt (1999).

O leque das diferenças salariais intersectoriais, encontradas segundo as divisões da Classificação Portuguesa das Actividades Económicas (CAE Rev.2), nos três anos em estudo, é considerável. Tomando o ganho horário do sector da "Construção" como referência (divisão 45), ele flutua, em 1995, entre 71 % na "Produção e distribuição de electricidade, de gás, de vapor e água quente" (divisão 40) e –15,4 % na "Reciclagem" (divisão 37); em 2006 entre 56,2 % na "Indústria do tabaco" (divisão 16) e –13,1% na "Fabricação de têxteis" (divisão 17) ou na "Fabricação de mobiliário; outras indústrias transformadas, n.e." (divisão 36) (Quadro 11).

---

47 Repara-se que estas duas variáveis somadas não podem igualar a unidade, senão teríamos um problema de colinearidade nos dados empíricos.

48 Um dos pontos que opõe a teoria do capital humano à teoria do salário de eficiência. A qualidade não observada do trabalhador e uma politica salarial da empresa podem possivelmente explicar esta diferença salarial entre os sectores de actividade [Abowd e Kramarz (1997) e Cardoso (1999)].

Quadro 11 Diferenças salariais intersectoriais[49]

CAE Rev.2	1995	2002	2006
13 - Extracção e preparação de minérios metálicos	51,0 %	39,2 %	48,0 %
14 - Outras indústrias extractivas	6,0 %	12,7 %	4,5 %
15 - Indústrias alimentares e das bebidas	-1,5 %	3,1 %	-0,6 %
16 - Indústria do tabaco	16,4 %	15,3 %	56,2 %
17 - Fabricação de têxteis	-14,6 %	-9,9 %	-13,1 %
18 - Indústria do vestuário; preparação, tingimento e fabricação de artigos de peles com pêlo	-9,0 %	-6,9 %	-12,4 %
19 - Curtimenta e acabamento de peles sem pêlo; fabricação de artigos de viagem, marroquinaria, artigos de correeiro, seleiro e calçado	-3,8 %	-2,8 %	-10,6 %
20 - Indústrias da madeira e da cortiça e suas obras, excepto mobiliário; fabricação de obras de cestaria e de espartaria	-7,4 %	5,3 %	-3,4 %
21 - Fabricação de pasta, de papel e cartão e seus artigos	14,9 %	21,1 %	12,2 %
22 - Edição, impressão e reprodução de suportes de informação gravados	14,4 %	13,3 %	10,8 %
23 - Fabricação de coque, produtos petrolíferos refinados e tratamento de combustível nuclear	50,6 %		52,9 %
24 - Fabricação de produtos químicos	19,5 %	31,3 %	20,2 %
25 - Fabricação de artigos de borracha e de matérias plásticas	1,8 %	6,2 %	9,0 %
26 - Fabricação de outros produtos minerais não metálicos	6,5 %	13,1 %	4,2 %
27 - Indústrias metalúrgicas de base	6,6 %	4,0 %	9,2 %
28 - Fabricação de produtos metálicos, excepto máquinas e equipamento	-3,1 %	9,8 %	-4,0 %
29 - Fabricação de máquinas e de equipamentos, n.e.	3,4 %	9,5 %	6,0 %
31 - Fabricação de máquinas e aparelhos eléctricos, n.e.	8,4 %	18,1 %	3,6 %
32 - Fabricação de equipamento e de aparelhos de rádio, televisão e comunicação	13,2 %	6,4 %	5,7 %
33 - Fabricação de aparelhos e instrumentos médico-cirúrgicos, ortopédicos, de precisão, de óptica e de relojoaria	-1,9 %	-9,3 %	2,1 %
34 - Fabricação de veículos automóveis, reboques e semi-reboques	8,0 %	15,9 %	11,2 %
35 - Fabricação de outro material de transporte	15,4 %	9,5 %	0,8 %
36 - Fabricação de mobiliário; outras indústrias transformadas, n.e.	-14,4 %	0,0 %	-13,1 %
37 - Reciclagem	-15,4 %	24,9 %	18,0 %
40 - Produção e distribuição de electricidade, de gás, de vapor e água quente	71,0 %	41,3 %	40,9 %
41 - Captação, tratamento e distribuição de água	23,7 %	18,4 %	10,3 %
45 - Construção (referência)			
50 - Comércio, manutenção e reparação de veículos automóveis e motociclos; comércio a retalho de combustíveis para veículos	0,6 %	9,1 %	-1,3 %

[49] Somente os coeficientes a negrito não se revelam estatisticamente significativos a um nível de significância de 10 %.

CAE Rev.2 *(continuação)*	1995	2002	2006
51 - Comércio por grosso e agentes do comércio, excepto de veículos automóveis e de motociclos	6,1 %	8,7 %	8,8 %
52 - Comércio a retalho (excepto de veículos automóveis, motociclos e combustíveis para veículos); reparação de bens pessoais e domésticos	-7,3 %	-8,2 %	1,1 %
55 - Alojamento e restauração (restaurantes e similares	-10,3 %	-3,5 %	2,5 %
60 - Transportes terrestres; transportes por oleodutos ou gasodutos	17,9 %	11,4 %	4,0 %
61 - Transportes por água	38,5 %	40,3 %	28,4 %
62 - Transportes aéreos	34,3 %	61,7 %	52,7 %
63 - Actividades anexas e auxiliares dos transportes; agências de viagens e de turismo e de outras actividades de apoio turístico	37,2 %	38,0 %	31,0 %
64 - Correios e telecomunicações	23,8 %	41,5 %	23,5 %
65 - Intermediação financeira, excepto seguros e fundos de pensões	62,5 %	38,7 %	55,1 %
66 - Seguros, fundos de pensões e outras actividades complementares de segurança social	41,6 %	33,5 %	41,9 %
67 - Actividades auxiliares de intermediação financeira	65,6 %	45,2 %	39,1 %
70 - Actividades imobiliárias	4,3 %	10,0 %	13,2 %
71 - Aluguer de máquinas e de equipamentos sem pessoal e de bens pessoais e domésticos	8,8 %	19,1 %	6,7 %
72 - Actividades informáticas e conexas	-0,5 %	24,1 %	8,8 %
73 - Investigação e desenvolvimento	33,3 %	15,3 %	8,5 %
74 - Outras actividades de serviços prestados principalmente às empresas	2,0 %	28,2 %	-1,3 %

Observando os sectores individualmente, destaca-se uma invariabilidade da estrutura salarial intersectorial ao longo do tempo, apesar de se registarem pontualmente fenómenos salariais "quase" erráticos, de difícil entendimento (como, por exemplo, o abrupto aumento salarial na "Indústria do tabaco" (divisão 16) em 2006).

Quadro 12 As correlações entre os sectores de actividade

	Pearson			Spearman		
	1995	**2002**	**2006**	**1995**	**2002**	**2006**
1995	1,00	0,79	0,84	1,00	0,78	0,80
2002		1,00	0,82		1,00	0,79
2006			1,00			1,00

Esta manifesta estabilidade estrutural das diferenças salariais intersectoriais, entre os anos de 1995 e 2006, não se revela somente na grandeza absoluta destas diferenças salariais, como também na classificação ordinal dos sectores, feita em função destas diferenças salariais.

Disso dão testemunho as correlações entre os sectores de actividade no Quadro 12. Assim, os coeficientes de correlação linear de Pearson e de correlação ordinal de Spearman situam-se, nas múltiplas combinações temporais, sempre próximas de 0,8, portanto não muito distantes da unidade.

Os resultados do presente ensaio encontram-se na linha do verificado para as desigualdades salariais entre sectores de actividade noutros países, como em França e nos EUA (Krueger e Summers (1988), Araï et alii (1996) e Simón (2007)).

3.4. A desigualdade salarial em Portugal em 1995, 2002 e 2006

Tendo em mente o referido no capítulo 1, apresentam-se no Quadro 13 e na Figura 3, para Portugal e em 1995, 2002 e 2006, os indicadores de desigualdade salarial considerados necessários e suficientes a uma análise.

Portugal parece ter sofrido um forte acréscimo nas suas disparidades salariais entre início dos anos de oitenta e meados dos anos noventa do século passado (Pereira e Martins (2000)).

Ao analisar o período de 1995 ao de 2006, notou-se um agravamento do desequilíbrio salarial entre os trabalhadores nacionais. A variância do logaritmo do ganho horário subiu de 0,357 em 1995 para 0,386 em 2006.

Contudo, os dois sub-periodos, 1995-2002 e 2002-2006, relevam cenários comportamentais contraditórios. Entre 1995 e 2002 o desequilíbrio salarial global em Portugal regride marginalmente, destacando-se uma convergência na estrutura salarial, mais pronunciada nos trabalhadores por conta de outrem que se encontram abaixo da mediana (Quadro 13 e Figura 3).

Ao contrário, no sub-periodo de 2002 a 2006, denota-se uma clara descompressão de toda a distribuição salarial em Portugal. Tanto o grupo dos trabalhadores mal remunerados como os do topo da distribuição salarial, acentuaram substancialmente as suas discrepâncias em relação à mediana (Quadro 13 e Figura 3).

Obviamente, ter-se-ão que confrontar neste ponto os indicadores sobre a desigualdade salarial obtidos para Portugal neste trabalho com os de Simón (2007), no Quadro 1, e os de Cholezas e Tsakloglou (2007).

A comparação com Simón (2007) será a mais pertinente, visto Simón (2007) ter utilizado para Portugal em 2002 a mesma fonte estatística, as Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos detidas pelo EUROSTAT, e visto o estudo

presente seguir a concepção das variáveis e a modelização funcional entre elas, proposta precisamente por Simón (2007). Dada tanta proximidade "à partida" entre estes dois trabalhos, nas hipóteses e fontes do trabalho, também se esperaria haver uma proximidade "à chegada", nos resultados empíricos dos trabalhos. Contudo, encontram-se discrepâncias.

Quadro 13 Dispersão salarial em Portugal em 1995, 2002 e 2006

	1995	2002	2006
90-10 log	1,490	1,412	1,523
50-10 log	0,523	0,465	0,528
90-50 log	0,967	0,946	1,001
Variância do log	0,357	0,340	0,386
Indíce de Gini[50]	0,374	0,364	0,378

Simón (2007) apresenta para 2002 em Portugal uma desigualdade superior à estimada por este trabalho, uma variância do logaritmo do ganho horário de 0,376 contra 0,340 no presente trabalho. A amplitude entre os extremos da distribuição do ganho horário surge mais vincada, sendo o diferencial 90-10 do logaritmo de 1,545 contra 1,412. Talvez a discrepância mais marcante entre os dois trabalhos, será a estrutura salarial dos trabalhadores mal remunerados substancialmente menos comprimida no trabalho de Simón (2007), um diferencial 50-10 do logaritmo de 0,576 contra 0,465[51].

O principal motivo destas aparentes inconsistências entre os resultados dos dois trabalhos empíricos já foi objecto de reparo neste trabalho, no ponto 3.1.2., que versa sobre a necessidade de inferência estatística em caso de amostras aleatórias estratificadas.

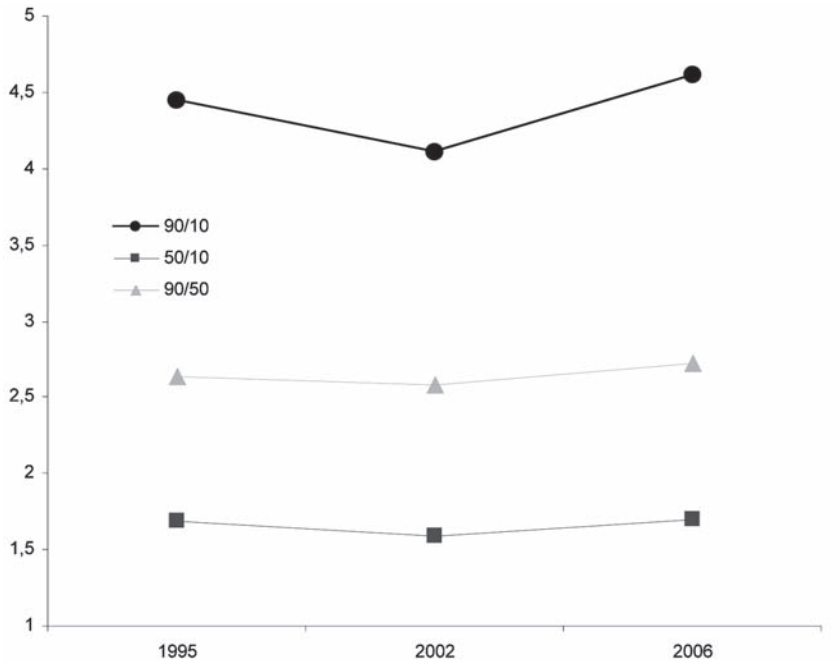
Simón (2007) inferiu dos parâmetros da amostra para os parâmetros da população sem ponderação, comportamento recorrente em trabalhos deste âmbito. Os resultados e as subsequentes ilações vinculam somente a amostra e não a população. Fez-se, para o ano de 2002, o exercício de recalcular os indicadores de desigualdade com base numa amostra simples, sem ponderação,

---

[50] Por questões metodológicas e para facilitar a comparação com outros autores, o Índice de Gini foi calculado somente para a amostra, não tendo sido sujeito a ponderação. Aliás, a aplicação do Índice de Gini a amostras complexas não se revela trivial.

[51] Para se ter uma ideia aproximada das diferenças entre os dois trabalhos, veja-se o Quadro 1, observando em que medida estas diferenças mudam a posição relativa de Portugal em relação aos outros países apresentados por Simón (2007).

Figura 3 Dispersão salarial em Portugal em 1995, 2002 e 2006[52]



reproduzindo-se, neste caso, salvo diminutas diferenças, os resultados de Simón (2007).[53]

Pereira e Martins (2000) referem que a amplitude na distribuição salarial, medida pelo ratio entre os extremos da distribuição, 90/10, subiu de uma forma sustentada ao longo dos anos oitenta e início de noventa do século vinte, tendo crescido de 3,46 em 1982 para 4,58 em 1995.

Tendo como suporte os resultados agora obtidos, conclui-se que este índice manteve a sua tendência crescente, descontado o ligeiro recuo em 2002, até ao ano de 2006. Um trabalhador do 9.º decil auferia em 2006 um ganho horário 3,6 vezes superior ao seu do colega do 1.º decil, enquanto em 1995 o ganho horário era 3,4 vezes superior.

No topo da distribuição salarial aumentou, porém, a desigualdade. Um trabalhador do 9.º decil que auferia em 1995 um ganho 1,63 vezes superior ao seu colega da mediana, aufere, em 2006, 1,72 vezes mais do que esse colega.

---

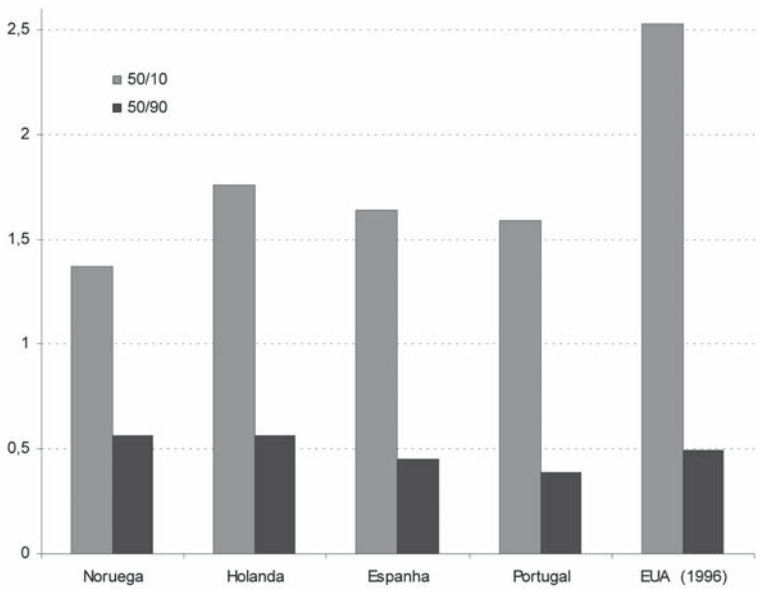
[52] Estes *ratios* foram calculados para o ganho horário, não para o logaritmo da mesma variável.
[53] Os resultados deste exercício não foram, por redundância, incluídos neste trabalho.

Na parte inferior da distribuição salarial, para os trabalhadores pior remunerados, regista-se, apesar de uma momentânea compressão em 2002, uma estabilidade da matriz salarial. Em 1995, um trabalhador representativo da mediana ganha 69 % mais do que um trabalhador do 1.º decil; em 2006 aufere um ganho 70% superior a esse colega.

A evolução destes indicadores de desigualdade salarial aqui expostos, demonstra uma erosão continuada da chamada "classe média" em Portugal (Quadro 13 e Figura 4). A "classe média", representa-se, grosso modo, pelos indivíduos que se situam na mediana da distribuição salarial. Idealmente, deve encontrar-se equidistante dos dois extremos da distribuição. Quando se situa mais próxima do extremo superior, do 9.º decil, fala-se de uma classe média forte, se mais próxima do 1º decil, fala-se de uma classe média fraca.

O ganho horário da "classe média" portuguesa representava, em 1995, 38 % do nível remuneratório horário correspondente ao 9.º decil e 168,8% do ganho horário do 1.º decil. A evolução temporal parece ter sido, no entanto, desfavorável a esta classe. Assim, esta classe situava-se em 2006 somente em 36,8 % do nível

Figura 4 A "classe média" em alguns países, no ano de 2002[54]



[54] Os cálculos dos indicadores são da inteira responsabilidade do autor. Os dados para Portugal, subjacentes ao cálculo, são retirados do presente trabalho; os dos restantes países europeus de Simón (2007) os dos EUA de Sullivan (2002).

remuneratório dos bem remunerados (9.º decil) e em 169,5 % da linha dos mal remunerados (1.º decil). Comparando-a com "as classes médias" de outros países, a espanhola encontrava-se, em 2002, em 45,2 % do nível remuneratório correspondente do 9.º decil e em 163,7 % do ganho horário do 1.º decil, conclui-se que esta classe não só é a mais debilitada no contexto transnacional apresentado, como também perdeu no seu desempenho relativo contra os extremos da distribuição, estando cada vez mais próxima dos mal remunerados e mais distante dos bem remunerados (Quadro 13, Figuras 3 e 4).

3.5. Os factores explicativos do nível de desigualdade salarial

Este ponto debruça-se sobre a seguinte questão: qual dos atributos apresentados nos capítulos anteriores contribui mais em termos relativos, para a desigualdade em Portugal, entre 1995 e 2006.

Quadro 14 Decomposição da desigualdade salarial em Portugal, segundo o método de Fields

	Sj			
	1995	**2002**	**2006**	**Espanha (2002)**[55]
Atributos pessoais	**0,21**	**0,15**	**0,20**	**0,16**
Sexo	0,04	0,02	0,02	0,03
Educação	0,09	0,08	0,11	0,02
Antiguidade	0,03	0,02	0,04	0,08
Idade	0,05	0,03	0,03	0,04
Atributos do posto de trabalho	**0,18**	**0,27**	**0,25**	**0,24**
Tipo de contrato	0,00	0,01	0,02	0,02
Regime de trabalho	0,00	0,01	0,00	0,00
Profissão	0,18	0,25	0,23	0,22
Atributos do estabelecimento/empresa	**0,33**	**0,28**	**0,21**	**0,18**
CAE	0,16	0,13	0,11	0,05
Controlo financeiro	0,00	0,01		0,00
Dimensão	0,04	0,05	0,03	0,05
Peso de mulheres	0,00	0,01	0,00	0,01
Idade média	0,01	0,01	0,00	0,02
Antiguidade média	-0,01	-0,01	0,00	0,01
Peso da mão-de-obra qualificada	0,02	0,05	0,03	0,03
Peso da mão-de-obra pouco qualificada	0,10	0,03	0,02	0,02
Soma dos Factores explicativos do modelo	***0,72***	***0,70***	**0,66**	**0,58**
Factor residual	***0,28***	***0,30***	**0,36**	**0,42**

[55] Em Anexo do estudo de Simón (2007).

A técnica desenvolvida por Fields (2003) permite, como referido no ponto 2.3.1., quantificar o contributo relativo, Sj, de cada uma das variáveis independentes, incluída na especificação da equação do ganho horário, para o nível absoluto de desigualdade salarial em Portugal.

Associando as variáveis aos três atributos (pessoais, do posto de trabalho e do estabelecimento ou da empresa), apresentam-se os resultados no quadro 14, referentes aos contributos relativos, Sj, com base na equação (2.3.3.5.).

Após terem perdido temporariamente alguma importância em 2002, os atributos pessoais dos trabalhadores por conta de outrem voltam a explicar 20 % da desigualdade salarial verificada em Portugal em 2006. As habilitações escolares revelam-se, neste contexto, como preponderantes, explicando por si 11 % da desigualdade. Nem todos os níveis habilitacionais contribuem, como era de esperar, da mesma forma para as desigualdades salariais. Os licenciados parecem ser o grande motor da ruptura salarial, se comparado com os demais níveis escolares (Anexo A4). Este dinamismo salarial revelado precisamente pelos mais altos níveis habilitacionais em 2006 sustenta, por completo, as conclusões apresentadas por Pereira e Martins (2000) para Portugal nos anos entre 1982 e 1995. A dispersão salarial aumenta com o nível de habilitação[56].

As variáveis idade, antiguidade e sexo, mostram-se com uma influência reduzida sobre a desigualdade.

Os atributos ligados ao posto de trabalho representam um foco emergente de desigualdade salarial. Em 2006, 25 % das discrepâncias salariais derivam directamente dos atributos ligados ao posto de trabalho, enquanto em 1995 resultavam somente em 18 % destes atributos. De entre estes atributos ligados ao posto de trabalho sobressai, destacadamente, a importância da profissão exercida pelo trabalhador. Independentemente do ano em estudo, a profissão desempenhada surge como o principal impulsionador do desequilíbrio salarial latente entre os trabalhadores em Portugal. Esta variável apresenta um pouco mais do dobro da importância atribuída à habilitação escolar na explicação da desigualdade. Enquanto que as profissões melhor remuneradas parecem ter contribuído marginalmente para uma convergência salarial, as profissões pior pagas, como os "Outros operários, artífices e trabalhadores similares", dilataram significativamente o leque salarial (Anexo A4).

Ao contrário das variáveis referentes ao posto de trabalho, o peso das variáveis ligadas ao estabelecimento/empresa na explicação da desigualdade salarial em Portugal tem vindo a diminuir fortemente ao longo destes anos, de 33 % em 1995

[56] Não esquecer que Pereira e Martins (2000) trabalham com uma especificação da relação salarial minceriana, de uma capacidade explicativa mais limitada que a utilizada neste trabalho.

para 21 % em 2006. Em paralelo, o sector de actividade económica do estabelecimento em que o trabalhador labora justifica cada vez menos as diferenças salariais entre os trabalhadores. Os outros factores explicativos[57], não cobertos pela metodologia de Fields (2003), asseguram uma visibilidade crescente, responsabilizando-se em 2006 por 36% da desigualdade salarial medida em Portugal. De notar que o panorama do nosso vizinho espanhol evidencia diferenças marcantes em relação a Portugal. As habilitações escolares, de cariz quase residual, certamente que não polarizam a distribuição salarial em Espanha. Descontada a fraca capacidade explicativa dos factores considerados no modelo, apresenta-se a escolha da profissão a desempenhar e, em menor grau, a antiguidade do trabalhador na empresa, como as determinantes decisivas da desigual distribuição do ganho horário em Espanha (Quadro 14).

3.6. Os factores explicativos da variação da desigualdade salarial

Tão interessante como apurar quais os atributos determinantes do nível da desigualdade salarial será descobrir os atributos que mais marcaram a evolução dos desequilíbrios salariais em Portugal, entre 1995 e 2006.

Elegendo como indicador de dispersão salarial, para este exercício comparativo, o ratio 90/10 do ganho horário[58], revelador da amplitude entre os extremos salariais da distribuição, reproduz-se no Quadro 15, derivado da expressão (2.3.4.3), o contributo absoluto de cada factor explicativo para a variação da desigual distribuição do ganho horário nos dois subperiodos, 1995-2002 e 2002-2006. Enquanto o desequilíbrio salarial entre os trabalhadores portugueses parece ter diminuído entre 1995 e 2002, reduzindo-se o ratio 90/10 do ganho horário em 0,337 pontos percentuais, entre 2002 e 2006 aparenta agravar-se claramente, dilatando-se o ratio 90/10 do ganho horário em 0,511 pontos percentuais.

Olhando este período como um todo, alisando desta forma oscilações porventura erráticas entre os subperiodos, constata-se que a desigualdade salarial em Portugal, partindo em 1995 de um nível elevado à escala europeia, mais se agravou em 2006.

Os atributos pessoais, no seu conjunto, não contribuíram para esta evolução negativa da desigualdade. No entanto, a habilitação escolar dos trabalhadores,

---

[57] Repare-se que estes "outros factores" tanto podem ser resultado de especificações insuficientes do modelo e de limitações na escolha e quantificação das variáveis apresentadas como, também, da existência de outras variáveis explicativas, não consideradas neste trabalho.

[58] Como exposto no decorrer deste trabalho, o ratio 90/10 do ganho horário é equivalente ao expoente da diferença 90-10 do logaritmo natural do ganho horário.

sobretudo a dos trabalhadores mais habilitados, continua a justificar, talvez não na medida em que Pereira e Martins (2000) esperavam, o aumento das discrepâncias salariais (Quadro 15). De reter, porém, que a educação não promove necessariamente a coesão salarial.

Quadro 15 Variação da Desigualdade salarial em Portugal, segundo o método de Fields

	–j*		
	1995-2002	**2002-2006**	**1995-2006**
Atributos pessoais	**-0,327**	**0,335**	**0,009**
Sexo	-0,093	0,031	-0,062
Educação	-0,096	0,189	0,092
Antiguidade	-0,028	0,069	0,042
Idade	-0,110	0,046	-0,064
Atributos do posto de trabalho	**0,301**	**0,039**	**0,340**
Tipo de contrato	0,035	0,030	0,064
Regime de trabalho	0,035	-0,020	0,015
Profissão	0,232	0,029	0,261
Atributos do estabelecimento/ /empresa	**-0,306**	**-0,193**	**-0,499**
CAE	-0,190	-0,021	-0,211
Controlo financeiro	0,022	-0,022	0,00
Dimensão	0,061	-0,075	-0,015
Peso de mulheres	0,037	-0,010	0,027
Idade média	-0,017	-0,020	-0,037
Antiguidade média	0,005	0,019	0,024
Peso da mão-de-obra qualificada	0,085	-0,034	0,051
Peso da mão-de-obra pouco qualificada	-0,309	-0,029	-0,338
Soma dos Factores explicativos do modelo	**-0,332**	**0,181**	**-0,151**
Factor residual	**-0,005**	**0,330**	**0,324**
Diferencial de 90/10	-0,337	0,511	0,174

Dos factores explicativos abrangidos pela modelização subjacente ao presente estudo, destacam-se os atributos relacionados com o posto de trabalho como a maior fonte de crispação salarial em Portugal. Por exemplo, somente os ajustamentos nominais, o preço, e estruturais operados na matriz das categorias profissionais dos trabalhadores na ultima década provocariam, ceteris paribus, se os restantes factores explicativos não tivessem sofrido alterações nestes anos, uma subida de 0,261 pontos percentuais no ratio 90/10 do ganho horário dos trabalhadores entre 1995 e 2006 (Quadro 15). Estas alterações nas profissões seriam mais do que suficientes para explicar o aumento da desigualdade salarial em Portugal.

Também as características do estabelecimento ou da empresa imprimiram o seu cunho à evolução das desigualdades recentes. Aliás, estes factores, ao contrário dos factores ligados ao posto de trabalho, promoveram substancialmente a coesão salarial entre os trabalhadores, diminuindo, por si, entre 1995 e 2006 o ratio 90/10 do ganho horário em 0,499 pontos percentuais. Note-se que as transformações qualitativas que se processaram, sobretudo no primeiro subperiodo, nas unidades locais, na sua estrutura sectorial (CAE) e ao nível das qualificações necessárias ao seu funcionamento (Peso da mão-de-obra pouco qualificada), ditaram, ceteris paribus, uma forte compressão da estrutura salarial da mão-de-obra nacional. A redução significativa das dispersões salariais na "Produção e distribuição de electricidade, de gás, de vapor e água quente" (divisão-40) e na "Intermediação financeira, excepto seguros e fundos de pensões" (divisão-65) como, também, a quase extinção da penalização salarial por se trabalhar numa empresa de baixas qualificações, contribuiriam para uma redução das desigualdades salariais, se não existissem outros factores a operar sobre esta realidade (Quadro 15 e Anexo A4).

Em suma, a globalidade dos factores explicativos considerados neste trabalho aparentaria explicar em Portugal o decréscimo dos desequilíbrios salariais entre 1995 e 2006. Contudo, tal não foi o caso. A evolução dos atributos explicativos não incluídos na modelização do ganho horário escolhida para este trabalho, ou seja, os factores residuais, provocou uma subida da desigualdade na distribuição do ganho horário entre os trabalhadores portugueses no período de 1995 a 2006.

CONCLUSÃO

No seguimento dos objectivos enunciados na parte introdutória, recapitulam-se aqui sucintamente os resultados mais marcantes deste trabalho.

Do ponto de vista da formação salarial, da estimação da equação salarial, cumpriu-se para Portugal o que estudos desta natureza prometiam. A idade e a antiguidade na mesma empresa revelam efeitos marginais decrescentes sobre o ganho horário, como previsto pela teoria. Respeitante aos níveis de habilitação, destacou-se que, nos anos noventa, o mercado de trabalho penaliza, finalmente, a saída precoce do sistema escolar e premeia, ao contrário, a carreira escolar mais prolongada, a licenciatura. Os grupos profissionais e os sectores de actividade económica reproduzem um escalonamento salarial robusto, invariável à passagem do tempo, à semelhança dos outros países. Outros atributos da empresa, como por exemplo a dimensão, revelam uma importância menor na formação salarial. Do conjunto das variáveis explicativas do ganho horário incluídas neste estudo, exerce a idade, seguida pelo sector de actividade e a profissão, a maior influência sobre o ganho horário.

Os vários indicadores agregados sobre as desigualdades salariais em Portugal nos anos de 1995, 2002 e 2006, processados neste trabalho com base nas Estatísticas sobre a Estrutura e Distribuição dos Ganhos do GEP-MTSS, classificam a desigualdade do ganho horário entre os trabalhadores portugueses a nível europeu, como elevada, confirmando assim a evidência empírica produzida recentemente.

Portugal segue, pele menos desde os anos oitenta, o padrão típico europeu na sua distribuição salarial, uma compressão na estrutura salarial dos trabalhadores pior remunerados, devido a factores institucionais, e uma descompressão salarial pronunciada dos trabalhadores bem remunerados. Porém, o que provoca que o nível de desigualdade salarial em Portugal seja considerado elevado, é precisamente a forte dispersão salarial dos trabalhadores do topo da distribuição salarial.

Este perfil português acentuou-se no período entre 1995 e 2006. O nível de desigualdade salarial entre os trabalhadores portugueses, apesar de já elevado, parece ter aumentado recentemente, impulsionado pela crescente dispersão salarial dos trabalhadores bem remunerados.

Dos factores explicativos da evolução recente da desigualdade salarial abordados neste trabalho, somente as alterações operadas sobre os factores ligados ao posto de trabalho, como a profissão exercida pelo trabalhador, provocariam um acréscimo significativo da desigualdade salarial em Portugal nos últimos anos. As transformações que se operaram ao nível do estabelecimento ou da empresa, por contrário, tendem a reduzir o desequilíbrio salarial entre os trabalhadores consideravelmente. Os atributos pessoais do trabalhador não se revelaram, no seu conjunto, com importância na evolução das desigualdades entre 1995 e 2006.

Por fim, resta mencionar que os outros factores explicativos, não considerados no modelo deste trabalho, apresentam uma importância crescente no agravamento das desigualdades salariais em Portugal, entre 1995 e 2006.

ANEXOS

A1 Coeficientes da equação de ganho horário do tipo (2.3.1.2) em 1995[59]

Variável	Coeficiente	Desvio padrão
_Isexo_2	0,173 168 8	0,003 316
idade	0,033 115 3	0,000 730 9
idade2	-0,000 347 8	8,98E-06
antig	0,008 919 6	0,000 505
antig2	-0,000 089 7	0,000 014 1
_Iclass_ha~2	0,108 114 8	0,003 987 9
_Iclass_ha~3	0,146 949	0,004 606 1
_Iclass_ha~9	0,327 928 6	0,010 949
_Iclass_h~10	0,391 151	0,008 943 6
_Icontrato_2	-0,021 759 5	0,004 947 6
_Icontrato_3	0,094 404 3	0,062 674 4
_Iregime_2	-0,038 576 1	0,010 352 3
_IIsco_13	0,157 435 3	0,036 894 5
_IIsco_21	-0,255 180 3	0,011 756 6
_IIsco_22	-0,263 569 4	0,033 010 7
_IIsco_23	-0,839 049 9	0,066 228 9
_IIsco_24	-0,384 442	0,012 822 8
_IIsco_31	-0,470 734 5	0,009 144 2
_IIsco_32	-0,422 862 2	0,046 337 6
_IIsco_33	-0,588 216 2	0,057 253 2
_IIsco_34	-0,329 106 6	0,008 306 2
_IIsco_41	-0,620 378 1	0,007 903 6
_IIsco_42	-0,661 338	0,011 056 7
_IIsco_51	-0,660 965 7	0,011 169
_IIsco_52	-0,689 171 3	0,010 125 9
_IIsco_71	-0,641 521 4	0,009 657 6
_IIsco_72	-0,634 804 8	0,008 811 7
_IIsco_73	-0,700 292 5	0,012 993 4
_IIsco_74	-0,742 582 6	0,009 029 2
_IIsco_81	-0,633 779 8	0,011 568 6
_IIsco_82	-0,705 741 7	0,008 852 1
_IIsco_83	-0,633 788	0,009 311 7
_IIsco_91	-0,818 218 6	0,009 454 9
_IIsco_93	-0,804 389 9	0,009 057 3
_Iclass_di~2	0,119 816 4	0,002 870 6
_Iclass_di~3	0,187 646 9	0,003 812 8
_Iclass_di~4	0,231 935	0,005 346 3
_Iclass_di~5	0,245 876 6	0,005 894 4
_Icae_est_10	0,425 318 2	0,284 896 1
_Icae_est_13	0,412 007 4	0,037 459 1
_Icae_est_14	0,058 361 1	0,015 812 4
_Icae_est_15	-0,015 321 5	0,007 256 2
_Icae_est_16	0,152 269 8	0,041 010 1
_Icae_est_17	-0,158 183	0,007 604 1
_Icae_est_18	-0,094 767 3	0,008 349 9
_Icae_est_19	-0,038 421 2	0,008 888 6

[59] As variáveis aqui apresentadas estão codificadas conforme explicitado nos pontos 2.1. e 2.2.

_Icae_est_20	-0,077 393 4	0,009 585 1
_Icae_est_21	0,139 298 5	0,013 669 4
_Icae_est_22	0,134 136 5	0,010 206 8
_Icae_est_23	0,409 287 8	0,025 541 4
_Icae_est_24	0,177 964 3	0,010 523 4
_Icae_est_25	0,017 961 6	0,011 702 1
_Icae_est_26	0,062 972 3	0,008 203 1
_Icae_est_27	0,063 526 3	0,015 614
_Icae_est_28	-0,031 886 4	0,008 303 2
_Icae_est_29	0,033 897 9	0,009 307 2
_Icae_est_31	0,080 686 4	0,011 426
_Icae_est_32	0,123 733 8	0,013 930 2
_Icae_est_33	-0,019 240 8	0,024 231 6
_Icae_est_34	0,076 985 6	0,012 223 1
_Icae_est_35	0,143 242 7	0,015 385 8
_Icae_est_36	-0,155 662 8	0,009 5847
_Icae_est_37	-0,167 395 8	0,135 789 7
_Icae_est_40	0,536 322 1	0,011 411 2
_Icae_est_41	0,212 874 4	0,036 769 5
_Icae_est_50	0,006 420 2	0,007 862 3
_Icae_est_51	0,058 898 7	0,006 732 9
_Icae_est_52	-0,076 012 9	0,008 568
_Icae_est_55	-0,108 945	0,008 818 1
_Icae_est_60	0,164 914 2	0,008 014 8
_Icae_est_61	0,325 752 3	0,035 010 4
_Icae_est_62	0,295 240 2	0,015 650 5
_Icae_est_63	0,331 137 8	0,011 984 6
_Icae_est_64	0,211 125 2	0,009 152 1
_Icae_est_65	0,474 504 1	0,008 411
_Icae_est_66	0,335 125	0,014 129 1
_Icae_est_67	0,501 638	0,037 438 5
_Icae_est_70	0,042 987 6	0,025 416 6
_Icae_est_71	0,104 558 3	0,028 300 8
_Icae_est_72	-0,011 024 4	0,026 706 9
_Icae_est_73	0,283 125 7	0,105 593 7
_Icae_est_74	0,017 877 9	0,008 246 4
mulheres_s~s	0,009 725 1	0,006 428 6
idade_mean	0,002 671 5	0,000 320 6
antig_mean	-0,001 914 9	0,000 366 1
high_work~es	0,250 705 9	0,014 980 3
low_work_s~s	-0,341 771 7	0,007 151 6
_cons	1,047 095	0,019 424 4
R2 ajustado	0,719	

A2 Coeficientes da equação de ganho horário do tipo (2.3.1.2) em 2002[60]

Variável	Coeficiente	Desvio padrão
_Isexo_2	0,089 613 6	0,003 944 1
idade	0,027 341 1	0,000 960 3
idade2	-0,000 279 2	0,000 011 7
antig	0,014 953 9	0,000 624
antig2	-0,000 269 6	0,000 017 5
_Iclass_ha~2	0,058 872 9	0,005 047 6
_Iclass_ha~3	0,113 734 6	0,005 584 3
_Iclass_ha~9	0,193 122 9	0,010 997
_Iclass_h~10	0,308 522 5	0,009 261
_Icontrato_2	-0,066 961 5	0,004 565 3
_Icontrato_3	-0,058 063 2	0,006 633 9
_Iregime_2	0,374 360 8	0,009 379 4
_IIsco_13	-0,237 309 8	0,886 226 3
_IIsco_21	-0,289 468 7	0,013 551 4
_IIsco_22	-0,150 494 6	0,047 502
_IIsco_23	-0,387 858 1	0,076 852 4
_IIsco_24	-0,380 929 3	0,014 308 6
_IIsco_31	-0,579 074 4	0,012 038 7
_IIsco_32	-0,645 859 7	0,051 774 9
_IIsco_33	-0,877 212 7	0,063 207 5
_IIsco_34	-0,463 534 3	0,010 844 2
_IIsco_41	-0,778 619 5	0,010 438 6
_IIsco_42	-0,860 380 1	0,013 827 3
_IIsco_51	-0,896 010 4	0,013 549 9
_IIsco_52	-0,917 657 2	0,012 357 1
_IIsco_61	-1,067 265	0,137 228 4
_IIsco_71	-0,815 549	0,013 373 2
_IIsco_72	-0,802 476 5	0,012 196 8
_IIsco_73	-0,889 559 7	0,017 826 9
_IIsco_74	-0,953 886	0,011 921
_IIsco_81	-0,865 346 2	0,016 389
_IIsco_82	-0,902 727 3	0,011 953 1
_IIsco_83	-0,855 536 5	0,013 257 9
_IIsco_91	-1,025 322	0,012 207 9
_IIsco_93	-1,003 554	0,012 096 4
_Iclass_di~2	0,100 415 7	0,003 787 4
_Iclass_di~3	0,220 533 1	0,005 66
_Iclass_di~4	0,212 144	0,006 933 9
_Iclass_di~5	0,228 935 8	0,005 580 6
_Icontrolo_2	-0,036 827 9	0,009 243 8
_Icae_est_13	0,330 438 9	0,059 092 2
_Icae_est_14	0,119 925 1	0,023 350 6
_Icae_est_15	0,030 763 9	0,009 706 8
_Icae_est_16	0,142 318 9	0,131 753 6
_Icae_est_17	-0,103 883 4	0,010 085 3
_Icae_est_18	-0,070 988 8	0,010 487 1

[60] As variáveis aqui apresentadas estão codificadas conforme explicitado nos pontos 2.1. e 2.2.

_Icae_est_19	-0,028 191 7	0,011 803 4
_Icae_est_20	0,051 320 6	0,013 340 1
_Icae_est_21	0,191 163 6	0,018 453 2
_Icae_est_22	0,124 999 4	0,013 182 6
_Icae_est_24	0,271 972 6	0,014 538 3
_Icae_est_25	0,059 863 8	0,015 591 5
_Icae_est_26	0,123 390 3	0,011 134 2
_Icae_est_27	0,039 082 5	0,021 606 7
_Icae_est_28	0,093 378 6	0,011 086 4
_Icae_est_29	0,090 313 3	0,012 825 2
_Icae_est_31	0,166 552 4	0,015 008 5
_Icae_est_32	0,062 360 7	0,016 277 3
_Icae_est_33	-0,097 474 3	0,032 737 7
_Icae_est_34	0,147 888 4	0,014 197 6
_Icae_est_35	0,090 533 5	0,021 674
_Icae_est_36	0,000 179 3	0,012 546 1
_Icae_est_37	0,222 47	0,076 192 7
_Icae_est_40	0,345 537	0,022 403 1
_Icae_est_41	0,169 042	0,043 454
_Icae_est_50	0,087 401 8	0,010 528 7
_Icae_est_51	0,083 696 1	0,008 529 2
_Icae_est_52	-0,085 820 4	0,009 802 5
_Icae_est_55	-0,035 296 9	0,010 423 4
_Icae_est_60	0,107 887 3	0,013 713 4
_Icae_est_61	0,338 424 4	0,064 089 9
_Icae_est_62	0,480 649 9	0,019 575 2
_Icae_est_63	0,312 294 9	0,015 136 2
_Icae_est_64	0,325 959 2	0,013 179 4
_Icae_est_65	0,362 003	0,012 552 7
_Icae_est_66	0,364 299	0,021 308 9
_Icae_est_67	0,390 978 7	0,037 602 4
_Icae_est_70	0,063 336 8	0,023 637 2
_Icae_est_71	0,141 452	0,029 372 4
_Icae_est_72	0,180 829 8	0,017 979 1
_Icae_est_73	0,1754756	0,056 242 9
_Icae_est_74	0,2235559	0,009 036 7
mulheres_s~s	-0,0555219	0,007 379
idade_mean	0,0034692	0,000 387 3
antig_mean	-0,0028961	0,000 450 3
high_work~es	0,3019866	0,012 484 5
low_work_s~s	-0,1332869	0,007 831 7
_cons	1,538043	0,026 173 5
R2 ajustado	0,696	

A3 Coeficientes da equação de ganho horário do tipo (2.3.1.2) em 2006[61]

Variável	Coeficiente	Desvio padrão
idade	0,030 296 1	0,000 849
idade2	-0,000 289	0,000 010 5
antig	0,015 576 3	0,000 528 3
antig2	-0,000 253 5	0,000 014 2
_Iclasshab~2	0,081 940 4	0,003 945 4
_Iclasshab~3	0,178 622 6	0,004 654 9
_Iclasshab~9	0,319 943 4	0,010 766 8
_Iclassha~10	0,404 801	0,007 933 4
_Iclasspr~13	-0,319 118 9	0,023 504 4
_Iclasspr~21	-0,294 706 7	0,014 561 5
_Iclasspr~22	-0,278 54	0,035 533 5
_Iclasspr~23	-0,414 456 9	0,049 892 5
_Iclasspr~24	-0,353 474 3	0,014 611 9
_Iclasspr~31	-0,401 353 8	0,012 912 4
_Iclasspr~32	-0,395 098	0,036 444 4
_Iclasspr~33	-0,403 488	0,074 205 5
_Iclasspr~34	-0,3906514	0,012 611 7
_Iclasspr~41	-0,717404	0,011 809 4
_Iclasspr~42	-0,804 929	0,013 314 7
_Iclasspr~51	-0,874 417 7	0,013 783 2
_Iclasspr~52	-0,893 074 3	0,013 567 3
_Iclasspr~71	-0,773 177	0,013 385 8
_Iclasspr~72	-0,720 762 7	0,012 823
_Iclasspr~73	-0,843 369 6	0,016 667 4
_Iclasspr~74	-0,851 680 2	0,012 965 3
_Iclasspr~81	-0,739 851 5	0,014 923 5
_Iclasspr~82	-0,820 776 9	0,012 859 6
_Iclasspr~83	-0,778 636 7	0,013 277 8
_Iclasspr~91	-0,919 616	0,013 057 7
_Iclasspr~93	-0,916 913	0,013 200 3
_Isexo_2	0,152 051 4	0,003 543 7
_Iregtrab_2	-0,182 687 6	0,013 874 3
_Icontrato_2	-0,072 462	0,003 465 1
_Icontrato_3	-0,158 923 1	0,008 566 1
_Iclassdim~2	0,100 747 6	0,003 140 8
_Iclassdim~3	0,148 494 7	0,004 687 9
_Iclassdim~4	0,160 963 5	0,005 425 9
_Iclassdim~5	0,180 735 2	0,004 210 9
_Icaeest_13	0,392 234 2	0,036 600 7
_Icaeest_14	0,044 256 4	0,016 141 2
_Icaeest_15	-0,005 929 7	0,007 953 4
_Icaeest_16	0,445 829 7	0,038 161 5
_Icaeest_17	-0,140 470 7	0,007 984 1
_Icaeest_18	-0,1326147	0,008 342 8
_Icaeest_19	-0,111 496 2	0,008 816 6
_Icaeest_20	-0,035 006 5	0,010 655

[61] As variáveis aqui apresentadas estão codificadas conforme explicitado nos pontos 2.1 e 2.2.

_Icaeest_21	0,114 834 6	0,017 349 6
_Icaeest_22	0,102 421 4	0,012 488 2
_Icaeest_23	0,424 351 6	0,035 784 7
_Icaeest_24	0,184 209 7	0,013 307 9
_Icaeest_25	0,086 446 2	0,011 477 9
_Icaeest_26	0,040 867 8	0,008 990 5
_Icaeest_27	0,088 136	0,016 425 4
_Icaeest_28	-0,040 774	0,008 060 4
_Icaeest_29	0,058 727 2	0,010 212 9
_Icaeest_30	-0,008 121 7	0,012 124
_Icaeest_31	0,034 931 8	0,012 392
_Icaeest_32	0,055 050 8	0,012 637 1
_Icaeest_33	0,020 971 5	0,021 071 2
_Icaeest_34	0,106 594 1	0,011 307 4
_Icaeest_35	0,008 302 5	0,015 450 5
_Icaeest_36	-0,140 835 4	0,008 886 6
_Icaeest_37	0,165 883	0,035 505 5
_Icaeest_40	0,343 015 6	0,012 201 2
_Icaeest_41	0,097 594	0,019 384 2
_Icaeest_50	-0,013 522	0,008 174
_Icaeest_51	0,083 895 2	0,007 064 9
_Icaeest_52	0,011 137 1	0,007 979
_Icaeest_55	0,024 578 2	0,008 265 7
_Icaeest_60	0,038 888 6	0,008 084 3
_Icaeest_61	0,249 901 6	0,034 313 3
_Icaeest_62	0,423 444 8	0,021 560 5
_Icaeest_63	0,269 702 7	0,012 483 7
_Icaeest_64	0,210 779 5	0,009 640 3
_Icaeest_65	0,438 758 9	0,008 667 1
_Icaeest_66	0,350 019 6	0,012 728 4
_Icaeest_67	0,329 910 9	0,033 286 7
_Icaeest_70	0,124 007	0,020 613 7
_Icaeest_71	0,064 694 8	0,021 281 3
_Icaeest_72	0,084 590 9	0,015 241 1
_Icaeest_73	0,081 403 3	0,033 316 3
_Icaeest_74	-0,013 083 7	0,007 593 8
idademedia	0,001 025 6	0,000 296 5
antigmedia	-0,000 357	0,000 341 2
pesomulher	-0,050 484 7	0,005 636 6
pesoalthab	0,202 186 7	0,010 745 6
pesobaixhab	-0,105 947	0,005 902 9
_cons	1,229 789	0,021 867 5
R2 ajustado	0,658	

A4 Decomposição de Fields (S_j) segundo (2.3.3.5)[62]

Variável	1995	2002	2006
_Isexo_2	0,037054	0,017419	0,022199
idade	0,195763	0,101374	0,109182
idade2	-0,14515	-0,07334	-0,07426
antig	0,040018	0,045977	0,06094
antig2	-0,01122	-0,02152	-0,02417
_Iclass_ha~2	0,012 18	-0,000 8	-0,004 6
_Iclass_ha~3	0,015 547	0,011 832	0,016 488
_Iclass_ha~9	0,012 388	0,010 73	0,013 886
_Iclass_h~10	0,053 154	0,055 664	0,084 032
_Icontrato_2	0,001 169	0,007 793	0,009 959
_Icontrato_3	-2,8E-05	0,001 871	0,005 112
_Iregime_2	0,000 256	0,008 723	0,003 396
_IIsco_13	0,000 416	-1,7E-06	-0,003 85
_IIsco_21	-0,011 26	-0,016 23	-0,016 77
_IIsco_22	-0,000 8	-0,000 44	-0,001 13
_IIsco_23	-0,000 32	-0,000 3	-0,000 38
_IIsco_24	-0,011 44	-0,014 96	-0,015 2
_IIsco_31	-0,024 82	-0,027 19	-0,021 9
_IIsco_32	-0,000 29	-0,000 24	-0,000 66
_IIsco_33	-0,000 22	0,000 287	-7,8E-05
_IIsco_34	-0,035 11	-0,054 38	-0,040 12
_IIsco_41	-0,054 71	-0,070 22	-0,046 82
_IIsco_42	-0,005 32	0,002 093	0,006 981
_IIsco_51	0,013 798	0,036 453	0,039 946
_IIsco_52	0,018 595	0,066 363	0,047 395
_IIsco_61	–	9,43E-05	–
_IIsco_71	0,014 571	0,007 971	0,029 077
_IIsco_72	-0,000 4	-0,003 21	0,003 049
_IIsco_73	0,004 917	0,005 161	0,004 408
_IIsco_74	0,144 109	0,162 903	0,101 417
_IIsco_81	-0,002 24	-0,000 57	-0,001 27
_IIsco_82	0,038 143	0,039 965	0,029 055
_IIsco_83	4,26E-05	0,005 397	0,010 123
_IIsco_91	0,034 135	0,047 016	0,060 255
_IIsco_93	0,058 827	0,066 044	0,046 864
_Iclass_di~2	-0,001 99	-0,003 96	-0,000 29
_Iclass_di~3	0,010 414	0,011 188	0,003 155
_Iclass_di~4	0,011 437	0,004 718	0,003 823
_Iclass_di~5	0,016 413	0,042 106	0,025 045
_Icontrolo_2	–	0,005 307	–
_Icae_est_10	1,55E-05	–	–
_Icae_est_12	–	0	–
_Icae_est_13	0,000 728	0,000 329	0,000 433
_Icae_est_14	-8,6E-05	-3,6E-05	-5,8E-05
_Icae_est_15	0,000 331	-0,00056	9,77E-05
_Icae_est_16	0,000 144	1,42E-06	0,000 685

[62] As variáveis aqui apresentadas estão codificadas conforme explicitado nos pontos 2.1 e 2.2.

_Icae_est_17	0,010 937	0,005 237	0,004 316
_Icae_est_18	0,011 073	0,007 682	0,008 083
_Icae_est_19	0,001 846	0,001 147	0,002 594
_Icae_est_20	0,001 398	-0,000 46	0,000 257
_Icae_est_21	0,000 659	0,001 097	0,000 31
_Icae_est_22	0,001 087	0,001 206	0,000 809
_Icae_est_23	0,002 526	–	0,001 952
_Icae_est_24	0,003 134	0,004 332	0,002 316
_Icae_est_25	-5,3E-05	-0,000 19	3,5E-05
_Icae_est_26	-0,000 24	0,000 362	-3,8E-05
_Icae_est_27	7,79E-05	2,34E-05	0,000 148
_Icae_est_28	0,000 385	-0,000 52	0,000 391
_Icae_est_29	-9,4E-06	0,000 283	0,000 245
_Icaeest_30	–	–	4,37E-09
_Icae_est_31	0,000 217	0,000 678	3,34E-05
_Icae_est_32	0,000 821	0,000 292	0,000 305
_Icae_est_33	6,04E-06	-3,3E-05	-5,1E-07
_Icae_est_34	0,000 454	0,000 621	0,000 828
_Icae_est_35	0,000 714	0,000 452	1,65E-05
_Icae_est_36	0,004 094	-3,2E-06	0,002 574
_Icae_est_37	1,69E-05	1,38E-06	4,04E-05
_Icae_est_40	0,017 189	0,004 359	0,005 025
_Icae_est_41	0,000 233	0,000 232	0,000 14
_Icae_est_50	-1,8E-05	8,67E-05	6,15E-05
_Icae_est_51	0,002 3	0,001 9	0,002 145
_Icae_est_52	0,002 039	0,005 234	-0,000 42
_Icae_est_55	0,004 825	0,002 244	-0,001 12
_Icae_est_60	0,003 958	0,000 521	1,61E-05
_Icae_est_61	0,000 559	0,000 244	0,000 278
_Icae_est_62	0,004 491	0,008 915	0,004 697
_Icae_est_63	0,005 959	0,004 948	0,006 093
_Icae_est_64	0,009 571	0,014 731	0,007 88
_Icae_est_65	0,061 438	0,037 84	0,047 6
_Icae_est_66	0,006 581	0,004 563	0,006 514
_Icae_est_67	0,001 082	0,001 375	0,001 337
_Icae_est_70	3,47E-05	5,26E-05	0,000 251
_Icae_est_71	6,35E-05	0,000 179	3,37E-05
_Icae_est_72	-3,8E-05	0,003 359	0,001 76
_Icae_est_73	5,07E-05	0,000 178	0,000 136
_Icae_est_74	0,000 49	0,015 022	0,000 401
mulheres_s~s	-0,001 29	0,007 661	0,004 591
idade_mean	0,010 263	0,006 849	0,001 847
antig_mean	-0,006 48	-0,005 68	-0,000 98
high_work~es	0,024 159	0,046 94	0,034 27
low_work_s~s	0,101 689	0,034 721	0,024 551

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABOWD, J. M. e KRAMARZ, F. "Internal and external labor markets: an analysis of matched longitudinal employer-employee data", *in NBER working papers,* n.º 6109 (1997).

ACEMOGLU, D. "Technical change, inequality and the labor market", *in Journal of Economic Literature*, n.º 40, pp.7-72 (2002).

AKERLOF, G. A. e YELLEN, J. L. (1989): *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, Cambridge University Press.

BARTH, E. e LUCIFORA, C. (2006): *Wage dispersion, markets and institutions: The effects of the boom in education on the wage structure*, Institute for the Study of Labor discussion paper (Bonn), n.º 2181.

BAYET, A. (1996): "Carrières continues, carières incomplétes et salaires", *in Économie et Statistique,* n.º 299, pp. 21-36.

BECKER, G. S. (1964): *Human capital: a theoretical and emperical analysis, with special reference to education*, New York, Columbia University Press.

BECKER, G. S. (1975): *Human Capital: a Theorical and Empirical Analysis*, Columbia University Press.

BEN-PORATH, Y. (1967): "The production of human capital and the life cycle of earnings", *in Journal of Political Economy*, n.º 75, pp. 352-365.

BLAU, F. D. e KAHN, L.K. (2004): *Do cognitive test scores explain higher U.S. wage inequality*, in *CESifo* working paper, n.º 1139.

BOWLES, S. (1985): "The production process in a competitive economy: Walrasian, Neo-Hobbesianand Marxian models", *in American Economic Review*, n.º 75, pp. 16-36.

BULOW, J. e SUMMERS, L. H. (1986): "A Theorie of Dual Labour Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination and Keynesian Unemployment", *in Journal of Labour Economics*, n.º 4, pp. 376-414.

CARDOSO, A. R. (1999): "Firms' wage policies and the rise in labour market inequality: The case of Portugal", *in Industrial and Labour Relations Review*, Vol. 53, n.º 1, pp. 87-102.

CHOLEZAS, I. e TSAKLOGLOU, P. (2007): *Earnings inequality in Europe: structure*

and patterns of inter-temporal changes, Institute for the Study of Labor discussion paper (Bonn), n.º 2636

CLOGG, C. C. e ELIASON, S. R. (1987): "Some common problems in log-linear analysis", *in Sociological Methods and research*, n.º 16, pp.8-44.

CROCKETT, A. (2007): *Weighting the social surveys Economic and Social Data Service (ESDS) Government*, documento para evento no CCSR da Royal Statistical Society a 12/3/2004, revisto por Afkhami, R. e rafferty, A. em Maio de 2007.

DICKENS, W. T. (1986): "Wages, employment and the threat of collective action by workers", *NBER Working Paper*, n.º 1856.

EDIN, P. A. e ZETTERBERG, J. (1992): "Interindustry wage differentials: Evidence from Sweden and a comparison with the United States", *in American Economic Review*, Vol. 82, n.º 5, pp. 1341-1349.

FIELDS, G. S. (2003): "Accounting for income inequality and its change: A new method, with application to the distribution of earnings in the united states", *in Research in Labor Economics,* Oxford, Vol. 22, pp. 1-38.

FIELDS, G. S. (2004): *Regression-based decompositions: a new tool for managerial decision-making*, Cornell University, mimeo.

FUNKHOUSER, E. (1998): "The importance of firm wage differentials in explaining hourly earnings variation in the large-scale sector of Guatemala", *in Journal of Development Economics*, Vol. 55, n.º 1, pp. 115-130.

GINDLING, T. H. e TREJOS, J. D. (2003): "Accounting for changing earnings inequality in costa rica, 1980-1999", *UMBC Department of Economics Paper*, n.º 03-108

HAISKEN-DeNew, J. P. e SCHMIDT, C. M. (1999): "Industry wage differentials revisited: a longitudinal comparison of Germany and USA (1984-1996)", Institute for the Study of Labor discussion paper (Bonn), n.º 98.

HARTOG, J.; VAN Opstal, R. e TEULINGS, C. (1997): "Inter-Industry Wage Differetials and Tenure Effects in the Netherlands and the US", *in De Economist*, n.º 145, pp. 91-99.

HENDRICKX, J. (2002): "The impact of weights on standard errors", *in* association for survey computing (Ed.): "Targeting Mr X – but is he Mr Right?"

HORRACE, W.C., URAL, B. P. e JUNG, J. H. (2006): *Inter-industry gender wage gaps by knowledge intensdity: discrimination and technology in korea*, Center for Policy Research Working Paper (Syracuse), n.º 79.

KRAMARZ, F.; LOLLIVIER, S. e PELE, L. P. (1995): "Wage inequalities and firm-specific compensation policies in France", *in* INSEE-CREST, Document de travail, n.º 9518.

LEUVEN, E., OOSTERBEEK, H. e OPHEM, H. V. (1997): *International comparisons of male wage inequality; are the findings robust?*, ou Technical report, n.º 59, Tinbergen Institute.

MAGALHÃES, M. e ABECASSIS, M. (1992): *Análise custo-benefício do sistema educativo português*, *in* Gabinete de Estudos e Planeamento do Ministério da Educação, Lisboa.

MINCER, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*, *in* Columbia University Press.

MOORE, M. P. e RANJAN, P. (2005): "Globalisation vs skill-biased technological change: implications for unemployment and wage inequality", *in Economic Journal*, n.º 115, pp. 391-422.

PEREIRA, P. T. e MARTINS, P. S. (2000): "Does education reduce wage inequality? Quantile regressions evidence from fifteen european countries", in FEUNL *Working Paper*, nº 379.

PLASMAN, R., RYCX, F. e TOJEROW, I. (2006): "Industry wage differentials, unobserved ability, and rent-sharing: evidence from matched worker-firm data".

PLASSARD, J. M. e TAHAR, G. (1990): "Théorie du salaire d'efficience et disparités non compensatrices: évaluation à partir de l'enquête Fqp", *in Économie et Prévision*, n.º 92-93, pp. 67-77.

PSACHAROPOULOS, G. (1981): "Returns to education: an updated international comparison", *in Comparative Education*, n.º 17, pp. 321-341.

PSACHAROPOULOS, G. (1985): "Returns to Education: A further International Update and Implications", *in Journal of Human Resources*, Vol. 20, n.º 40, pp. 583-597.

SHAPIRO, C. e STIGLITZ, J. E. (1984): "Equilibrium Unemplyment as a Worker Discipline Divice" *in American Economic Review*, n.º 74, pp. 433-444.

SHORROCKS, A. F. (1982): "Inequality decomposition by factor components", in *Econometrica*, Vol. 50, n.º 1, pp. 193-211.

SIMÓN, H. (2007): *International differences in wage inequality: a new glance with european matched employer-employee data*, Universidad de Alicante.

STEELMAN, A e WEINBERG, J. A. (2005): "What's driving wage inequality?", *in Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly,* Vol 91/3, pp. 1-17.

SULLIVAN, T.S. (2002): *Economic Inequality and Health*, communication presented at St. Louis University School of Public Health, October 3, 2002.

WANG, S, Yu, M. e LIN, L. (1997): "Consequences of analysing complex survey data using inappropriate analysis and software computing packages", *in Public Health,* n.º 111, pp. 259-262.

WINSHIP, C. e RADBILL, L. (1994): "Sampling weights and regression analysis", *in Sociological Methods and Research*, n.º 23, pp.230-257.

YUN, M. S. (2006): "Earnings Inequality in the USA, 1961-1999: Comparing Inequality using earnings equations", *in* Review of Income and Wealth, Vol. 52(1), pp. 127-144.