

Salários e Risco de Acidentes de Trabalho: Evidências de Diferenciais Compensatórios para a Indústria Manufatureira

Luiz Alberto Esteves*

Universidade Federal do Paraná e Università di Siena

Versão: 08 de Fevereiro de 2007

* Endereço de Correspondência: Avenida Celso Garcia, 5885 bloco 2 apto,51 CEP:03063-000, Bairro Tatuapé, São Paulo/SP. Endereço eletrônico: esteves@ufpr.br

Salários e Risco de Acidentes de Trabalho: Evidências de Diferenciais Compensatórios para a Indústria Manufatureira

Resumo

O objetivo deste trabalho é fornecer evidências empíricas para a hipótese de diferenciais compensatórios de salários para a indústria brasileira de transformação. O argumento básico é o de que empresas que expõem seus trabalhadores a maiores riscos de acidentes de trabalho deveriam compensá-los com maiores salários. Os resultados obtidos neste trabalho corroboram os fatos estilizados da literatura, ou seja, a ausência do controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores subestima fortemente os valores dos prêmios compensatórios e, após tal controle, a hipótese de diferenciais compensatórios é amplamente corroborada. Adicionalmente, resultados obtidos a partir de estimativas com variáveis instrumentais e efeitos fixos de firmas também são apresentados.

Classificação JEL: J31

Palavras-chave: Diferenciais Compensatórios; Diferencial de Salários Inter-Industriais; Determinação de Salários.

Abstract

The aim of this paper is to provide empirical evidences of compensating wage differentials for Brazilian manufacturing firms. This theory states that higher injury risk firms would pay higher wages in order to attract workers – it implies a tradeoff between wages and job amenities. The empirical evidences of this paper are similar to stylized facts of the literature: omitted variables bias provides underestimated values for the injury risks coefficient, but after controlling the unobserved heterogeneity of workers the coefficient becomes positive and significant. In addition, this paper provides estimations from alternative models like instrumental variables and firms fixed effects.

JEL codes: J31

Keywords: Compensating Wage Differentials; Industry Wage Differentials; Wage Determination.

Introdução

A idéia de que diferenças salariais entre trabalhadores surgiriam por conta da heterogeneidade das firmas em fornecer ambientes seguros de trabalho foi desenvolvida originalmente por Adam Smith, em “A riqueza das Nações”. O argumento básico é que empresas que expõem seus trabalhadores a maiores riscos de acidentes de trabalho, ou no desenvolvimento de alguma doença de trabalho, deveriam compensar estes com maiores salários.

A literatura internacional fornece uma vasta relação de estudos empíricos neste sentido. Já no caso brasileiro, há uma considerável quantidade de trabalhos empíricos que analisam as várias formas e origens de diferenciais salariais entre trabalhadores¹, porém não é do conhecimento do presente autor qualquer trabalho que tenha fornecido evidências de diferenciais salariais compensatórios para o caso brasileiro.

Uma análise empírica adequada da relação entre riscos de acidentes de trabalho e salários requer a disponibilidade de dados que propiciem ao pesquisador contornar, minimamente, os possíveis vieses que surgem das estimativas econométricas utilizando mínimos quadrados ordinários (OLS). Será discutido ao longo do trabalho que a endogeneidade do risco e omissão de variáveis podem enviesar fortemente os parâmetros obtidos com estimativas OLS.

O objetivo deste trabalho é fornecer evidências empíricas sobre a hipótese de diferenciais compensatórios de salários para a indústria brasileira. Como mencionado no parágrafo anterior, tal análise requer a utilização de métodos econométricos alternativos com o objetivo de contornar os tipos de vieses já mencionados. Neste sentido, este trabalho apresenta resultados obtidos a partir de diferentes métodos econométricos, a saber: (1) mínimos quadrados ordinários – OLS; (2) variáveis instrumentais – IV; e (3) dados de painel.

Este artigo é dividido em quatro seções, além desta introdução. A primeira seção é dedicada à apresentação do referencial teórico. A segunda seção é dedicada à apresentação dos dados, bem como das estatísticas descritivas das variáveis a serem utilizadas no trabalho. A terceira seção apresenta os resultados obtidos a partir das estimativas econométricas. A quarta e última seção é dedicada às conclusões e considerações finais.

¹ Coelho e Corseuil (2002) fornecem um *survey* da literatura empírica nacional sobre as diversas origens de diferenciais de salários.

1. Teoria

Modelos de diferenciais compensatórios de salários são fornecidos por Rosen (1986) e Viscusi e Aldy (2003)². Os argumentos por trás destes modelos podem ser sinteticamente apresentados nos termos apresentados por Ehrenberg (1985):

Consideremos um mundo em que o mercado de trabalho é competitivo, os trabalhadores detêm completa informação sobre os riscos de acidentes associados a cada emprego e não há barreiras de mobilidade entre estes.

Suponha também que as firmas diferem em termos tecnológicos e cada uma destas tecnologias apresenta diferentes riscos inerentes de acidentes. Tais riscos podem ser reduzidos através de maiores despesas de prevenção e o custo marginal de redução de riscos varia entre as firmas.

Assuma que os trabalhadores valorem positivamente seus ganhos salariais esperados por período e negativamente a probabilidade de incorrerem em acidentes de trabalho. Assim, os trabalhadores migrariam para empresas que fornecessem uma combinação de ganhos e riscos que maximizassem seu bem-estar.

Caso o conjunto dos trabalhadores apresentasse as mesmas preferências, as empresas com maior risco de acidente deveriam pagar maiores salários para atrair trabalhadores. Deste modo a mobilidade dos trabalhadores conduziria os mercados a praticarem diferenciais salariais compensatórios.

A idéia acima pode ser formalizada de uma maneira bem simples:

Suponhamos que a utilidade do trabalhador possa ser expressa pela seguinte função de utilidade:

$$(1) \quad u = u(w, d), \quad u_w > 0 \text{ e } u_d < 0$$

Onde u é a utilidade do trabalhador, w é o salário e d é o custo de um acidente de trabalho. Os sinais das derivadas parciais demonstram a utilidade do salário e a desutilidade de um acidente de trabalho.

Suponhamos, por simplicidade, que a forma funcional da utilidade do trabalhador seja:

$$(2) \quad u = w - d$$

Suponhamos que haja dois tipos de empresas: (i) aquelas empresas cuja tecnologia implica em uma probabilidade zero de acidentes a seus trabalhadores; e (ii) aquelas empresas cuja tecnologia implica em uma probabilidade positiva de acidentes de trabalho.

² Uma discussão teórica sobre o tema é fornecida por Fernandes (2002).

Dada esta heterogeneidade tecnológica das empresas, a utilidade do trabalhador empregado em uma empresa com risco/probabilidade zero de acidentes será:

$$(3) \quad u^s = w^s$$

Onde o sobrescrito s significa um ambiente seguro de trabalho.

Já a utilidade do trabalhador em uma empresa com probabilidade positiva de riscos de acidentes será:

$$(4) \quad u^i = (1 - \theta)w^i + \theta(w^i - d)$$

Onde o sobrescrito i significa um ambiente insalubre de trabalho e θ é a probabilidade do trabalhador incorrer em algum acidente de trabalho, onde $0 < \theta \leq 1$.

Igualando as equações (4) e (5) podemos obter o diferencial de salário necessário para compensar a probabilidade de riscos de acidentes e tornar indiferente ao trabalhador à escolha de emprego em ambas as empresas:

$$(5) \quad w^i - w^s = \theta d$$

Verifica-se na equação (5) que o diferencial de salários necessário para compensar os riscos de acidentes cresce à medida que a probabilidade de acidentes, θ , e o custo de acidentes, d , são maiores.

2. Dados

Os dados utilizados para os testes empíricos deste trabalho foram obtidos em duas diferentes fontes de informações. A primeira fonte de informações é o Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS), para os anos de 1997, 1998 e 1999. Esta base dispõe de informações individuais de salário, gênero, idade, escolaridade, tempo de emprego e ocupação (3 dígitos CBO) para 499.062 observações de trabalhadores “*full time blue collars*” durante todo o período analisado. Estas observações referem-se a uma amostra de 244.218 trabalhadores diferentes, sendo que apenas 91.920 trabalhadores estão presentes em todos os anos da amostra.

A RAIS também disponibiliza informações dos estabelecimentos empregadores. Os trabalhadores de nossa amostra estão filiados a 615 empresas da indústria brasileira de transformação. Nossa amostra dispõe de informações sobre tamanho do estabelecimento, localização e código de atividade (CNAE 3 dígitos) destas empresas.

A segunda fonte de informações utilizada neste trabalho é proveniente dos Anuários Estatísticos de Acidentes de Trabalho do Ministério da Previdência Social, anos de 1997, 1998 e 1999. Estas estatísticas são fornecidas por CNAE, o que possibilita um link com as informações da RAIS.

A medida de risco de acidentes de trabalho aqui utilizada é obtida, para cada ano da amostra, mediante a razão entre os acidentes de trabalho por CNAE (2 dígitos) e o total de trabalhadores formais³ empregados em cada uma destas CNAE's (os valores censitários de trabalhadores formais por CNAE foram obtidos no site institucional do Ministério do Trabalho e Emprego – Programa de Disseminação de Estatísticas do Trabalho, PDET).

Cabe aqui fazer um comentário sobre as diferentes formas de obtenção da variável risco de acidentes na literatura. Alguns autores como Thaler e Rosen (1975), Brown (1980), Leigh (1981) e Arnould e Nichols (1983) utilizam, a exemplo do presente trabalho, informações censitárias de acidentes de trabalho. Já Hamermesh (1978), Viscusi (1979 e 1980) e Fairris (1989) utilizam informações reportadas pelos próprios trabalhadores sobre o risco de acidentes de suas ocupações e encontram uma forte correlação entre salários e riscos. A literatura sugere que os resultados da correlação entre riscos e salários sejam sensíveis conforme a medida de risco utilizada.

As estatísticas descritivas das variáveis a serem utilizadas neste trabalho são reportadas, por ano, na tabela I ao final do artigo. Na tabela II são reportadas as razões acidentes/empregados por CNAE e ano. Pode-se verificar que as indústrias com maior incidência de acidentes são as de máquinas e equipamentos e fabricação de veículos automotores. Já as indústrias de vestuários e fabricação de máquinas e equipamentos de escritório e informática figuram entre os setores com menores incidências de acidentes. O ano de 1999 apresenta uma considerável redução dos acidentes de trabalho em quase todas as indústrias do setor de transformação.

3. Análise Empírica

3.1. Análise de Corte seccional

Começamos esta seção pela obtenção de estimativas da relação entre salários e risco de acidentes (razão acidentes/emprego) para cada ano da amostra. Para tal finalidade utilizar-se-á uma equação de rendimentos com a seguinte especificação:

$$(6) \quad \ln w_i = \beta_0 X_i + \beta_1 F_i + \beta_2 R_i + \varepsilon_i$$

Onde $\ln w_i$ é o logaritmo do salário horário do trabalhador i , X_i é um vetor de variáveis relacionadas aos atributos do trabalhador i , F_i é um vetor de variáveis relacionadas às características da firma onde o indivíduo i está empregado, R_i é a razão acidentes/emprego para a indústria onde o indivíduo i está filiado e ε_i é o erro aleatório.

Tal especificação econométrica foi aplicada para os dados de cada ano da amostra, porém reporto apenas os resultados obtidos para o ano de 1999 na segunda coluna da tabela III. O valor do parâmetro β_2 para o ano de 1999 foi negativo (-1,78) e estatisticamente significativo – o que contraria a hipótese de diferenciais compensatórios. Os valores do parâmetro β_2 também apresentaram sinais negativos e

³ Optou-se por considerar a razão acidentes/trabalhadores formais, pois as estatísticas de acidentes de trabalho são provenientes das comunicações de acidentes de trabalho (CAT). Tais comunicações são em sua grande maioria reportadas para trabalhadores com “carteira assinada”.

estatisticamente significativos para os anos de 1997 (-1,50) e 1998 (-3,78). As demais variáveis de controle apresentaram coeficientes similares para todos os anos – apresentaram ainda sinais teoricamente coerentes e significativos.

Os resultados obtidos a partir das regressões OLS não fornecem evidências que corroborem a hipótese de diferenciais compensatórios de salários para a indústria brasileira de transformação. Ao contrário disto, tais resultados sugerem que trabalhadores filiados a indústrias com maior exposição ao risco de acidentes recebem salários inferiores aos seus pares filiados a indústrias menos insalubres.

Uma especificação alternativa com o logaritmo da razão acidentes/emprego também foi utilizada para as regressões de *corte seccional*:

$$(7) \quad \ln w_i = \beta_0 X_i + \beta_1 F_i + \beta_2 \ln R_i + \varepsilon_i$$

Os resultados obtidos com este modelo para o ano de 1999 são reportados na terceira coluna da tabela III. Conforme as estimativas anteriores, os resultados obtidos com este modelo também apresentaram sinais negativos e significativos para os coeficientes de β_2 em todos os anos da amostra. Para o ano de 1999 o valor de β_2 foi de -0,047, conforme se pode verificar na tabela III. Para os anos de 1997 e 1998 os valores deste coeficiente foram de -0,054 e -0,120, respectivamente.

Um primeiro problema a ser considerado nos resultados apresentados acima é quanto à endogeneidade da variável risco de acidentes. Viscusi (1978) argumenta que há um efeito riqueza na relação entre salários e riscos. Dado que a segurança seja um bem normal, espera-se que trabalhadores com maiores níveis de renda não provenientes do trabalho possam “adquirir” postos mais seguros. Tal riqueza também proporcionaria a estes trabalhadores o acesso a uma maior acumulação de capital humano, por exemplo, em termos de melhor qualidade da educação. Este efeito riqueza pode assim estar enviesando os parâmetros obtidos por estimativas em OLS, devido à correlação dos resíduos com o risco de acidentes.

Garen (1988) fornece evidências de que o viés de endogeneidade tende a subestimar os valores dos parâmetros de β_2 . O próximo objetivo deste trabalho é constatar o efeito da correção da endogeneidade sobre os valores dos parâmetros de β_2 . A especificação do modelo com IV segue abaixo:

$$(8) \quad \begin{aligned} \ln w_{it} &= \beta_0 X_{it} + \beta_1 F_{it} + \beta_2 R_{it} + \varepsilon_{it} \\ R_{it} &= \alpha_0 X_{it} + \alpha_1 F_{it} + \alpha_2 W + u_{it} \end{aligned}$$

Onde o subscrito t indica o período de tempo e W indica um vetor de variáveis instrumentais.

A especificação econométrica acima foi aplicada somente para os dados de 1999 e utilizaram-se as razões acidentes/emprego defasadas (1997 e 1998) como variáveis instrumentais para a razão acidentes/emprego de 1999. Os resultados obtidos são reportados na quarta coluna da tabela III. Pode-se constatar que a correção do viés de endogeneidade realmente aumentou o valor do coeficiente de β_2 (-1,29) quando

comparado com o valor obtido em OLS (-1,78), porém não o suficiente para tornar o valor de β_2 positivo.

Ao especificar o sistema de equações (8) com o logaritmo da razão acidentes/emprego, obtém-se resultados muito similares aos mencionados no parágrafo acima (ver última coluna da tabela III), ou seja, a correção do viés de endogeneidade aumentou o valor do coeficiente de β_2 (-0,028) quando comparado com o valor obtido em OLS (-0,047), porém não o suficiente para tornar o valor de β_2 positivo.

Uma preocupação adicional deste trabalho é mostrar que as variáveis instrumentais utilizadas nas estimativas acima atendem os requisitos necessários para tal finalidade, a saber: (i) a exogeneidade dos instrumentos, ou seja, a ortogonalidade entre instrumentos e resíduos; e (ii) o poder explicativo dos instrumentos na regressão auxiliar.

Na tabela IV o leitor poderá constatar que os resultados obtidos a partir do teste de Sargan rejeitam a hipótese de correlação entre os instrumentos e os resíduos, garantindo assim a ortogonalidade destes vetores para ambos os modelos (razão acidentes/emprego com e sem logaritmo). Pode-se constatar também que ambas as regressões auxiliares apresentam elevados valores de Shea R^2 parcial, com os coeficientes dos instrumentos apresentando sinais positivos e significativos.

Verificou-se nesta seção que as estimativas de *corte seccional*, sejam estas obtidas com estimadores OLS ou IV, não apresentam resultados que corroborem a hipótese de diferenciais compensatórios para a indústria de transformação brasileira. Em todas as estimativas apresentadas nesta seção os sinais dos coeficientes da variável razão acidentes/emprego apresentaram sinais negativos e significativos.

3.2. Análise de Dados de Paineis

Nesta seção será analisado o efeito do viés de variáveis omitidas sobre a magnitude dos prêmios salariais para compensação de diferenciais devido à exposição ao risco de acidentes de trabalho.

Fortes são as evidências na literatura que as análises de *corte seccional* enviesam negativamente os prêmios salariais, devido à ausência de controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores.

Duncan e Holmlund (1983) argumentam que os vieses de variáveis omitidas e erro de medida reduzem significativamente a dimensão do prêmio para risco de acidentes. Como mencionado anteriormente, a escolha (ou disponibilidade) da medida de risco utilizada nas regressões de salário parece influenciar significativamente os resultados dos parâmetros.

O tipo de medida utilizado neste trabalho pode estar contribuindo também para subestimar os parâmetros da variável risco na equação de salários. Infelizmente o presente autor não dispõe de informações sobre risco de acidentes reportados pelos próprios trabalhadores para testar tal hipótese para o caso brasileiro.

Hwang, Reed e Hubbard (1992) argumentam que a ausência do controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores pode conduzir a coeficientes de risco viesados negativamente. Estes autores usam técnicas de simulação para mostrar que tal viés pode até mesmo implicar na troca de sinal dos parâmetros.

O presente artigo traz uma contribuição adicional à literatura, uma vez que, a disponibilidade de identificadores para trabalhadores (pis) e firmas (CNPJ) na RAIS possibilita o controle não só da heterogeneidade não observada dos trabalhadores, bem como da heterogeneidade não observada das firmas.

Os resultados a serem apresentados nesta seção corroboram os argumentos de Duncan e Holmlund (1983) e de Hwang, Reed e Hubbard (1992), ou seja, após o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores, os coeficientes da variável razão acidentes/emprego apresentam sinais positivos e significativos para todas as especificações funcionais das equações de salários. Verifica-se também que a ausência de controle heterogeneidade não observada das firmas também conduz a parâmetros subestimados e com sinais trocados.

Os resultados acima mencionados são reportados nas tabelas V e VI. Nesta análise de dados de painel se obteve resultados de três estimadores diferentes: (i) regressões OLS *Pooled*; (ii) regressão de efeitos fixos para firmas; e (iii) regressão de efeitos fixos para trabalhadores⁴. Os resultados para os coeficientes da variável razão acidentes/emprego (tabela V) foram de -2,77 (*pooled* OLS), 2,71 (FE firmas) e 2,02 (FE trabalhadores). Já na especificação com o logaritmo da razão acidentes/emprego (tabela VI) estes parâmetros foram -0,09 (*pooled* OLS), 0,05 (FE firmas) e 0,05 (FE trabalhadores). Todos estes parâmetros são estatisticamente significativos.

Tais resultados corroboram a hipótese de diferenciais compensatórios para trabalhadores com maior exposição a riscos de acidentes de trabalho. Porém, este artigo fornecerá ainda, na próxima seção, um teste adicional para fins de robustez da análise.

3.3. Análise de Dados de Painel para Classes de Risco e Salários

O objetivo desta seção é fornecer um teste adicional para as estimativas de dados de painel. Nesta seção a medida razão acidentes/emprego será substituída por *dummies* para diferentes níveis de incidência de acidentes de trabalho por indústria e ano.

Tais *dummies* são atribuídas para os setores de atividade, por ano e divididas em três categorias: (i) incidência alta de acidentes; (ii) incidência média; e (iii) incidência baixa. Estas *dummies* foram construídas da seguinte maneira:

- (incidência alta)_{jt}=1 se $R_{jt} > R_{m_t} + 1/2\sigma_{R_t}$, caso contrário (incidência alta)_{jt}=0
- (incidência baixa)_{jt}=1 se $R_{jt} < R_{m_t} - 1/2\sigma_{R_t}$, caso contrário (incidência baixa)_{jt}=0
- (incidência média)_{jt}=1 se $R_{m_t} - 1/2\sigma_{R_t} \leq R_{jt} \leq R_{m_t} + 1/2\sigma_{R_t}$, caso contrário (incidência média)_{jt}=0

⁴ Estimativas com efeitos randômicos também foram obtidas para todas as especificações, porém os testes de Hausman apontaram as estimativas com efeitos fixos como os modelos corretos.

Onde j é a indústria, t é o ano, R_{jt} é a razão acidentes/emprego da indústria j no período t , R_{mt} é a razão média das indústrias no período t e σ_{Rt} é o desvio padrão da razão acidentes/emprego no ano t .

O objetivo desta especificação com *dummies* é testar o que denomino de “versão forte” da relação entre salários e risco de acidentes. Desta maneira os estimadores de efeitos fixos para trabalhadores capturarão apenas o efeito das mudanças salariais daqueles empregados que permaneceram em setores que apresentaram fortes variações na razão acidentes/emprego durante o período ou, alternativamente, daqueles trabalhadores que migraram para indústrias com razões acidentes/emprego muito distintas das suas indústrias de origem.

Da mesma maneira, os estimadores de efeitos fixos para firmas capturarão apenas o efeito das mudanças salariais naquelas indústrias que apresentaram fortes variações na razão acidentes/emprego.

A tabela VII apresenta o percentual de trabalhadores distribuídos nas diferentes classes de incidência de acidentes, por ano. Um ponto interessante a ser observado nestes resultados é a contribuição das empresas com incidência média em 1997 para a redução de acidentes de trabalho na indústria brasileira de transformação. Os resultados a serem apresentados ao longo desta seção mostrarão ainda que a empresas com alta incidência de acidentes não migraram, durante o período, para níveis inferiores. O aumento de 2 pontos percentuais verificado nos setores com alta incidência de acidentes em 1998 não se deve a migração de empresas com menores níveis de incidência – trata-se apenas da maior concentração relativa de trabalhadores nestas indústrias.

Nesta análise de dados de painel se obteve, novamente, resultados de três estimadores diferentes: (i) regressões OLS *Pooled*; (ii) regressão de efeitos fixos para firmas; e (iii) regressão de efeitos fixos para trabalhadores. Os resultados são reportados na tabela VIII e a *dummy* incidência baixa serve de base para as comparações.

A regressão OLS *pooled* apresenta valores negativos para as *dummies* de incidências média (-0,11) e alta (-0,04) quando comparados com a *dummy*-base de incidência baixa. Mais uma vez tal tipo de estimativa refuta a hipótese de prêmios compensatórios de salários para trabalhadores mais expostos ao risco de acidentes. Neste caso há uma não linearidade nos rendimentos, pois os trabalhadores filiados a indústrias com maior incidência de acidentes apresentam rendimentos superiores aos seus pares filiados a indústrias com incidência média. Por outro lado, este mesmo grupo de trabalhadores apresenta rendimentos inferiores aos seus pares filiados a indústrias com incidência baixa.

A regressão de efeitos fixos para firmas também tem como base a *dummy* de incidência baixa, porém a *dummy* de incidência alta também foi eliminada por conta do fato de que as empresas com alta incidência não migraram entre categorias durante o período de tempo analisado. O valor do coeficiente da *dummy* de incidência média é 0,03 – o que implica em um prêmio salarial para os trabalhadores expostos a maior incidência de acidentes.

Similar às evidências obtidas na regressão de efeitos fixos para firmas, a regressão de efeitos fixos para trabalhadores apresenta os valores de 0,22 e 0,04 para os coeficientes

das *dummies* de incidências alta e média, respectivamente. Novamente constata-se que trabalhadores expostos a riscos de acidentes cada vez maiores requerem prêmios salariais compensatórios também cada vez maiores.

Os resultados obtidos nesta seção mais uma vez corroboram os argumentos de Duncan e Holmlund (1983) e Hwang, Reed e Hubbard (1992).

Conclusão

O objetivo deste trabalho foi fornecer evidências empíricas sobre a hipótese de diferenciais compensatórios de salários para a indústria brasileira. Embora tal assunto seja amplamente explorado na literatura internacional, poucas evidências empíricas são disponíveis para a economia brasileira e demais países em desenvolvimento.

Neste artigo providencia-se uma série de resultados para a relação entre salários e risco de acidentes obtidos através de diferentes estimadores econométricos. Tal procedimento é justificado pelos fatos estilizados da literatura internacional, uma vez que, é amplamente difundida a idéia de que estimativas de corte seccional em mínimos quadrados ordinários (OLS) resultam em parâmetros subestimados para tal relação.

Foram verificados ao longo deste trabalho os seguintes resultados: (1) estimativas de corte seccional em OLS geram parâmetros negativos e significativos; (2) estimativas de corte seccional com variáveis instrumentais aumentaram os valores dos coeficientes, porém estes permaneceram negativos e significativos; (3) similar aos fatos estilizados da literatura, verificou-se que o controle da heterogeneidade não observada dos trabalhadores gera coeficientes positivos e significativos; (4) constatou-se que o controle de efeitos fixos para as firmas também gera coeficientes positivos e significativos.

Os resultados obtidos neste trabalho fornecem fortes evidências de que os trabalhadores brasileiros expostos a maiores riscos de acidentes recebem prêmios salariais com o objetivo de compensar suas posições em postos de trabalho insalubres.

Bibliografia

- Arnould, R.J. & Nichols, L.M. (1983). Wage Risk Premiums and Workers Compensation: A Refinement of Estimates of Compensating Wage Differential. *Journal of Political Economy*, vol. 91(2): 332-340.
- Brown, C. (1980). Equalizing Differences in The Labor Market. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 94(1): 113-134.
- Coelho, A.M. & Corseuil, C.H. (2002). Diferenciais Salariais no Brasil: Um Breve Panorama. Em Corseuil, G.H., editor, *Estrutura Salarial: Aspectos Conceituais e Novos Resultados para o Brasil*, p.67-100, Rio de Janeiro: IPEA.
- Duncan, G.J. & Holmlund, B. (1983). Was Adam Smith Right After All? Another Test of the Theory of Compensating Wage Differentials. *Journal of Labor Economics*, vol. 1(4): 366-379.
- Ehrenberg, R. (1985). Workers Compensation, Wages, and The Risk of Injury. *NBER Working Papers* n.1538.
- Fairris, D. (1989). Compensating Wage Differentials in the Union and Nonunion Sectors. *Industrial Relations*, vol. 28(3): 356-372.
- Fernandes, R. (2002). Desigualdade Salarial: Aspectos Teóricos. Em Corseuil, G.H., editor, *Estrutura Salarial: Aspectos Conceituais e Novos Resultados para o Brasil*, p.1-50, Rio de Janeiro: IPEA.
- Garen, J. (1988). Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness. *Review of Economics and Statistics*, vol. 70(1): 916.
- Hamermesh, D.S. (1978). Economic Aspects of Job Satisfaction. Em Ashenfelter, O. & Oates, W., editores, *Essays in Labor Market Analysis*, p.53-62, New York: John Wiley & Sons.
- Hwang, H.; Reed, W.R. & Hubbard, C. (1992). Compensating Wage Differentials and Unobserved Productivity. *Journal of Political Economy*, vol. 100: 835-858.
- Leigh, J.P. (1981). Compensating Wages for Occupational Injuries and Diseases. *Social Science Quarterly*, vol. 62(4): 772-778.
- Rosen, S. (1986). The Theory of Equalizing Differences. Em Ashenfelter, O. & Layard, R., editores, *Handbook of Labor Economics*, North Holland.
- Thaler, R. & Rosen, S. (1975). The Value of Saving a Life: Evidence from Labor Market. Em Terleckyj, N.E., editor, *Household Production and Consumption*, p.265-300, New York: Columbia University Press.
- Viscusi, W.K. (1978). Wealth Effects and Earning Premiums for Job Hazards. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60(3): 408-416.

Viscusi, W.K. (1979). *Employment Hazards: An Investigation of Market Performance*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Viscusi, W.K. (1980). Union, Labor Market Structure, and the Welfare Implications of the Quality of Work. *Journal of Labor Research*, Vol. 1(1): 175-192.

Viscusi, W.K. & Aldy, J.E. (2003). The Value of Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World. *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 27: 5-76.

Tabela I
Estatísticas Descritivas

Variáveis	1997	1998	1999
Ln (salário Horário)	0,87 (0,67)	0,97 (0,70)	0,87 (0,70)
Escolaridade (em anos)	6,59 (3,07)	6,39 (3,16)	6,33 (3,29)
Gênero (% homens)	0,77 (0,41)	0,78 (0,41)	0,80 (0,40)
Idade (em anos)	33,03 (11,15)	34,34 (11,73)	34,51 (11,65)
Tempo de Emprego (meses)	47,12 (54,57)	54,26 (57,20)	57,26 (59,32)
Ln (tamanho da firma)	5,56 (1,30)	5,22 (1,23)	5,16 (1,21)
Razão Acidentes/Emprego (CNAE 2 dígitos)	3,26 (1,98)	3,26 (2,05)	3,00 (1,90)
Observações	194460	164156	146143

Notas: (1) Desvio padrão entre parênteses abaixo das médias; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA; (3) Pesos amostrais utilizados.

Tabela II
Percentual de Acidentes por Indústria

Indústria	% acidentes 1997	% acidentes 1998	% acidentes 1999
Alimentos e Bebidas	3,19	2,78	2,82
Fumos	3,10	2,56	1,62
Têxteis	2,54	2,29	2,48
Vestuário	1,24	1,11	0,94
Couro e Calçados	1,61	1,54	1,51
Madeira	9,52	9,31	8,70
Papel e Celulose	3,72	3,91	3,68
Edição e Impressão	1,60	1,48	1,26
Químicos	2,54	2,52	2,03
Borracha e plástico	3,50	3,56	3,22
Minerais não-metálicos	3,27	3,13	2,80
Metalurgia básica	2,87	2,98	2,37
Produtos de Metal	3,73	4,07	3,49
Máquinas e equipamentos	7,12	6,96	5,93
Máquinas Escritório e informática	1,14	0,99	0,80
Aparelhos elétricos	3,40	3,21	2,90
Material eletrônico comunicação	1,79	1,83	1,46
Médico-Hospitalares e outros	1,61	1,48	1,26
Veículos automotores	6,61	6,35	5,90
Equipamentos de Transporte	1,42	1,19	0,75
Móveis	4,10	3,84	3,13

Tabela III
Retornos sobre Exposição a acidentes de trabalho – Análise de Corte seccional
Variável Dependente=ln(salário horário)

Variáveis	Regressão OLS 1999		Regressão IV 1999	
Escolaridade (anos)	0,06 (0,0004)	0,06 (0,0004)	0,06 (0,0004)	0,06 (0,0004)
Tempo de Emprego (meses)	0,004 (0,00005)	0,004 (0,00005)	0,004 (0,00005)	0,004 (0,00005)
Idade (anos)	0,04 (0,0006)	0,04 (0,0006)	0,04 (0,0006)	0,04 (0,0006)
Gênero	0,39 (0,003)	0,39 (0,003)	0,38 (0,003)	0,38 (0,003)
Ln (Tamanho da Firma)	0,02 (0,001)	0,02 (0,001)	0,02 (0,001)	0,02 (0,001)
Razão Acidentes/Emprego	-1,78 (0,07)		-1,29 (0,07)	
Ln(Razão Acidentes/Emprego)		-0,047 (0,002)		-0,028 (0,002)
Dummies Ocupação	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Localização	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	144169	144169	144169	144169

Notas: (1) Erros padrão entre parênteses abaixo dos coeficientes; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA; (3) Outros controles omitidos na tabela: (Idade)² e (tempo de emprego)²; (4) todas as regressões incluem uma constante; (5) Pesos amostrais utilizados.

Tabela IV
Regressões Auxiliares – Modelos IV

Instrumentos	Modelo IV – 1	Modelo IV – 2
Razão 1997	0,51 (0,002)	
Razão 1998	0,38 (0,002)	
Ln(Razão 1997)		0,33 (0,004)
Ln(Razão 1998)		0,70 (0,004)
Parcial Shea R ²	0,984	0,976
Estatística de Sargan (χ^2 – P-Valor)	5,54 ^{NS} (0,06)	2,37 ^{NS} (0,12)

Tabela V
Retornos sobre Exposição a acidentes de trabalho – Análise de Painel
Variável Dependente= $\ln(\text{salário horário})$

Variáveis	Regressão <i>Pooled OLS</i>	Regressão Efeitos Fixos Firmas	Regressão Efeitos Fixos Trabalhadores
Escolaridade (anos)	0,08 (0,0002)	0,04 (0,0002)	0,008 (0,0005)
Tempo de Emprego (meses)	0,006 (0,00003)	0,004 (0,00003)	0,001 (0,00006)
Idade (anos)	0,05 (0,0004)	0,05 (0,0003)	0,07 (0,001)
Gênero	0,34 (0,002)	0,26 (0,002)	-
Ln (Tamanho da Firma)	0,02 (0,0006)	0,12 (0,003)	-0,009 (0,002)
Razão Acidentes/Emprego	-2,77 (0,042)	2,71 (0,42)	2,02 (0,22)
Dummies Indústria	Sim	Sim	Sim
Dummies Ocupação	Sim	Sim	Sim
Dummies Localização	Sim	Sim	Sim
Dummies Ano	Sim	Sim	Sim
Observações	499062	499062	499062

Notas: (1) Erros padrão entre parênteses abaixo dos coeficientes; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA; (3) Outros controles omitidos na tabela: $(\text{Idade})^2$ e $(\text{tempo de emprego})^2$; (4) todas as regressões incluem uma constante; (5) Pesos amostrais utilizados.

Tabela VI
Retornos sobre Exposição a acidentes de trabalho – Análise de Paineis
Variável Dependente=ln(salário horário)

Variáveis	Regressão <i>Pooled OLS</i>	Regressão Efeitos Fixos Firmas	Regressão Efeitos Fixos Trabalhadores
Escolaridade (anos)	0,07 (0,0002)	0,04 (0,0002)	0,008 (0,0005)
Tempo de Emprego (meses)	0,006 (0,00003)	0,004 (0,00003)	0,001 (0,00006)
Idade (anos)	0,05 (0,0004)	0,05 (0,0003)	0,06 (0,001)
Gênero	0,34 (0,002)	0,26 (0,002)	-
Ln (Tamanho da Firma)	0,02 (0,0006)	0,12 (0,003)	-0,009 (0,002)
Ln (Razão Acidentes/Emprego)	-0,09 (0,001)	0,05 (0,012)	0,05 (0,006)
Dummies Indústria	Sim	Sim	Sim
Dummies Ocupação	Sim	Sim	Sim
Dummies Localização	Sim	Sim	Sim
Dummies Ano	Sim	Sim	Sim
Observações	499062	499062	499062

Notas: (1) Erros padrão entre parênteses abaixo dos coeficientes; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA; (3) Outros controles omitidos na tabela: (Idade)² e (tempo de emprego)²; (4) todas as regressões incluem uma constante; (5) Pesos amostrais utilizados.

Tabela VII
Estatísticas Descritivas Incidência de Acidentes

Incidência	1997	1998	1999
Alta	0,15 (0,35)	0,17 (0,37)	0,17 (0,37)
Média	0,47 (0,49)	0,41 (0,49)	0,37 (0,48)
Baixa	0,38 (0,48)	0,42 (0,49)	0,46 (0,49)

Notas: (1) Desvio padrão entre parênteses abaixo das médias; (2) Pesos amostrais utilizados.

Tabela VIII
Retornos sobre Exposição a acidentes de trabalho – Análise de Painel
Variável Dependente=ln(salário horário)

Variáveis	Regressão Pooled OLS	Regressão Efeitos Fixos Firmas	Regressão Efeitos Fixos Trabalhadores
Escolaridade (anos)	0,08 (0,0002)	0,04 (0,0002)	0,008 (0,0005)
Tempo de Emprego (meses)	0,006 (0,00003)	0,004 (0,00003)	0,001 (0,00006)
Idade (anos)	0,05 (0,0004)	0,05 (0,0003)	0,06 (0,001)
Gênero	0,35 (0,002)	0,26 (0,002)	-
Ln (Tamanho da Firma)	0,02 (0,0007)	0,12 (0,003)	-0,009 (0,002)
Incidência Alta	-0,04 (0,002)	dropped	0,22 (0,025)
Incidência Média	-0,11 (0,002)	0,03 (0,006)	0,04 (0,003)
Incidência Baixa	Base	Base	Base
Dummies Indústria	Sim	Sim	Sim
Dummies Ocupação	Sim	Sim	Sim
Dummies Localização	Sim	Sim	Sim
Dummies Ano	Sim	Sim	Sim
Observações	499062	499062	499062

Notas: (1) Erros padrão entre parênteses abaixo dos coeficientes; (2) Salários a preços de 1995 ajustados pelos IPCA; (3) Outros controles omitidos na tabela: (Idade)² e (tempo de emprego)²; (4) todas as regressões incluem uma constante; (5) Pesos amostrais utilizados.