

O valor estatístico de uma vida: estimativas para o Brasil

Rafael Mesquita Pereira¹
Alexandre Nunes de Almeida²
Cristiano Aguiar de Oliveira³

Resumo

Este artigo busca estimar os diferenciais compensatórios recebidos pelos trabalhadores brasileiros utilizando um painel de dados individuais construído a partir do Registro Anual de Informações Sociais (RAIS) no período 2012 a 2015. Para este fim, inicialmente, constroem-se variáveis relacionadas às taxas de acidentes do trabalho (fatal, lesão e doença) para as subclasses da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) e estima-se a função de salários hedônicos para diferentes amostras de trabalhadores separadas por gênero e grau de risco da ocupação juntamente com o cálculo do valor estatístico de uma vida (VSL), de doenças e de lesões para cada amostra. Os resultados mostram que para os homens em geral, o VSL é de R\$2,442 milhões, enquanto para os homens blue-collars este valor é de R\$1,119 milhão. Para as mulheres em geral, o VSL obtido é de R\$1,088 milhão, porém, para as mulheres blue-collars os resultados obtidos não permitiram inferências a respeito. Ademais, constata-se que o VSL médio calculado para o Brasil está muito abaixo do obtido para a maioria dos países, inclusive dos países em desenvolvimento.

Palavras-Chave

Valor estatístico de uma vida. Diferenciais salariais compensatórios. Acidentes de trabalho. Empregos de risco. Dados em painel.

Abstract

This paper seeks to estimate the compensatory differentials received by Brazilian workers using an individual data panel constructed from the Annual Social Information Register (RAIS) in the period 2012-2015. To this end, firstly, variables related to the rates of occupational accidents

¹ Professor – Universidade Federal do Rio Grande

Endereço: Av. Itália, Km 8 – Carreiros – Rio Grande/RS – Brasil – CEP: 96203-900

E-mail: rafaelmesquita@furg.br – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6080-0208>.

² Professor – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo

Endereço: Av. Pádua Dias, 11 – Caixa Postal 9 – Piracicaba/SP – Brasil – CEP: 13418-900

E-mail: alex.almeida859@gmail.com – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0680-5446>.

³ Professor – Universidade Federal do Rio Grande

Endereço: Av. Itália, Km 8 – Carreiros – Rio Grande/RS – Brasil – CEP: 96203-900

E-mail: cristiano.oliveira@furg.br – ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4933-6616>.

Recebido: 18/07/2019. Aceite: 30/01/2020.

Editor Responsável: Marcos Yamada Nakaguma



(fatal, injury and illness) are constructed for the subclasses of the National Classification of Economic Activities (CNAE) and the function of hedonic wages for different samples of separated workers is estimated by gender and degree of risk of occupation together with the calculation of the Value of a Statistical Life (VSL), illness and injury for each sample. The results show that for men in general, VSL is R\$ 2.442 million, while for blue-collars men this is R\$ 1.119 million. For women in general, the VSL is R\$ 1,088 million, but for blue collar women the results obtained do not allow inferences about. In addition, the average VSL calculated for Brazil is well below that obtained for most countries, including developing countries.

Keywords

Value of a statistical life. Compensating wage differentials. Labor accidents. Risky jobs. Panel data.

Classificação JEL

C33. J17. J31. K32.

1. Introdução

No mercado de trabalho, cada emprego possui suas peculiaridades e, conforme destaca Borjas (2005), trabalhadores diferem em suas habilidades e empregos diferem nas amenidades que oferecem. Neste sentido, é possível classificar os empregos como aqueles que possuem um ambiente de trabalho seguro, no qual a possibilidade de o trabalhador sofrer algum acidente fatal ou com lesão é muito pequena ou mínima, e aqueles cujo risco de acidentes fatais ou com lesão no trabalho é muito elevado.

De acordo com o Anuário Estatístico de Acidentes do Trabalho (AEAT) publicado pela Secretaria de Previdência do Ministério do Trabalho (2015), somente em 2015, foram registrados 612.632 acidentes do trabalho no Brasil, sendo que deste número, 502.942 foram informados na Comunicação de Acidentes do Trabalho (CAT) que é enviada pelas empresas ao Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). Dos acidentes com CAT registrada, 383.683 foram acidentes típicos, ou seja, aqueles que ocorrem no ambiente de trabalho, na execução da atividade laboral. Outro componente deste total são os acidentes de trajeto, que são aqueles que ocorrem quando o trabalhador está se deslocando de sua residência para o trabalho ou retornando para sua residência após o trabalho. Para este tipo, houve registro de 106.039 ocorrências. As doenças contraídas no ambiente

de trabalho encerram este total com 13.240 registros. Ou seja, aproximadamente 79% dos acidentes do trabalho ocorreram no desempenho da atividade em 2015. Outro dado importante é que, em 2015, houve 2.502 óbitos ocasionados por acidentes do trabalho.

Estes dados mostram que os riscos de acidentes de trabalho não são nulos, logo, é possível que haja um desestímulo para trabalhar em setores onde os riscos de lesão ou de morte são elevados em comparação àqueles cujos riscos são muito pequenos ou até nulos. Para explicar a oferta de mão de obra nestas atividades de risco, a Teoria dos Salários Hedônicos mostra que, em mercados competitivos, existe um mecanismo de preços implícitos capaz de remunerar diferenciadamente os empregos no que diz respeito à sua “qualidade”, ou seja, eles são classificados pelos agentes econômicos através dos salários diferenciados observados nestes empregos e dos montantes específicos de características associadas a eles (Rosen 1974; Thaler e Rosen 1976). Isto é, empregos com maiores riscos sugerem salários maiores, que, em teoria, estimulariam a oferta de trabalho.

Este diferencial, chamado de diferencial salarial compensatório, busca compensar os trabalhadores pelas características não salariais (risco, por exemplo) dos empregos (Smith 2008). Segundo Viscusi (2004), há aproximadamente um quarto de século, economistas têm desenvolvido estimativas empíricas do *trade-off* entre salários e riscos de acidentes fatais no ambiente de trabalho, as quais permitem que se calcule o valor estatístico de uma vida (*Value of a Statistical Life - VSL*), que de acordo com Borjas (2015), é a quantia que os trabalhadores estão dispostos a pagar, em conjunto, para reduzir a probabilidade de um deles sofrer um acidente fatal em determinado ano.

De acordo com Viscusi e Masterman (2017), as estimativas do mercado de trabalho dos EUA sobre o valor estatístico de uma vida foram as primeiras estimativas na literatura e continuam a constituir a maioria dessas estimativas, de modo que os formuladores de políticas norte-americanos podem utilizar estas estimativas, entre outras finalidades, para avaliar os benefícios econômicos obtidos pela redução dos riscos de mortalidade no ambiente de trabalho alcançados pelas políticas do governo. Todavia, VSL's já foram estimados por diversos autores para diferentes países utilizando variados métodos. Neste contexto, os autores realizam uma meta-análise com as estimativas para os VSL's de diversos países e concluem que esta métrica é bastante consolidada na literatura internacional.

Por sua vez, no Brasil, as estimativas do valor estatístico de uma vida com medidas de risco de acidentes do trabalho para cada setor é uma temática praticamente inexplorada. Dessa forma, este artigo busca colaborar com uma literatura bastante incipiente no país, que tem como única referência até este momento o trabalho de Lavetti e Schmutte (2016), que fazem estimações para o VSL utilizando informações para o mercado de trabalho brasileiro na primeira década dos anos 2000. Todavia, o trabalho se limita a estimar os VSL para homens e não estima os valores estatísticos de doenças e de lesões. Além disso, o estudo dos autores não faz a distinção que pode existir no VSL entre gêneros e tipos de ocupação com maior risco (blue-collars) e menor risco (white-collars). Ademais, cabe salientar que a dinâmica dos mercados de trabalho faz com que as estimações do VSL devam ser sempre que possível atualizadas para que, entre outras finalidades, sejam utilizadas para fornecer um parâmetro financeiro para balizar o pagamento de indenizações aos trabalhadores vítimas de acidentes não fatais, assim como para as famílias de trabalhadores que foram vítimas de acidentes fatais no trabalho.

Dessa forma, diante do exposto, o objetivo deste artigo é analisar os diferenciais salariais compensatórios para os empregos de risco, assim como estimar o valor estatístico de uma vida (VSL) e os valores estatísticos de doenças e lesões no Brasil. Para tanto, a partir de dados do Registro Anual de Informações Sociais (RAIS), será estimada a função de salários hedônicos para o mercado de trabalho brasileiro através de um painel de dados que compreende os anos de 2012 a 2015. A utilização de dados longitudinais (painel) permitirá controlar a heterogeneidade não observada entre os trabalhadores que são invariantes no tempo - como por exemplo, a sua inteligência ou seus traços de personalidade, tais como motivação, otimismo, autodisciplina ou histórico de saúde da família. No artigo, esta metodologia é aplicada a diferentes grupos de trabalhadores de acordo com seu gênero (homens e mulheres diferem em termos de salários médios e exposição ao risco) e com o nível de risco a que estão expostos (*blue collars*).

Assim, além desta introdução, o artigo está organizado da seguinte maneira. A segunda seção apresenta o referencial teórico. A terceira seção trata da metodologia e base de dados. A seção quatro apresenta resultados obtidos através da estimação da função de salários hedônicos para o Brasil, assim como o cálculo do valor estatístico de uma vida. Por fim, a seção cinco apresenta as considerações finais.

2. Referencial Teórico

Em um mercado de trabalho que respeite as condições de competição perfeita a partir de duas características: transparência, na qual os agentes são perfeitamente informados sobre as peculiaridades dos empregos; e a livre entrada e saída, em que os agentes entram e saem do mercado de acordo com seu interesse (Cahuc, Carcillo e Zylberberg 2014), tem-se no equilíbrio uma oferta de trabalho que será principalmente determinada pela desutilidade dos empregos, considerando que todos os empregos são igualmente propensos a acidentes. Todavia, tanto os trabalhadores diferem em suas preferências (podem ser avessos ou amantes ao risco) pelas características dos empregos, quanto as empresas diferem nas condições de trabalho que oferecem.

Rosen (1974) formalizou a teoria dos diferenciais salariais compensatórios demonstrando um modelo de diferenciação de produtos com base na hipótese hedônica de que os bens são valorizados por seus atributos ou características portadoras de utilidade. Ou seja, em cada emprego existem preços implícitos (hedônicos) de seus atributos que são revelados aos agentes econômicos a partir dos preços observados de empregos diferenciados e as quantidades específicas de características associadas a eles.

Segundo Dorman e Hagstrom (1998), se os trabalhadores têm funções de utilidade nas quais a verossimilhança e o custo de riscos ocupacionais entram como argumentos, se eles são completamente informados dos riscos, se as firmas possuem informações suficientes das expectativas e preferências dos trabalhadores, se a segurança é dispendiosa para ser fornecida, se o risco é completamente transacionado em anônimo e os mercados são perfeitamente competitivos, estes trabalhadores receberão um prêmio salarial que compensará exatamente a desutilidade de assumir maiores riscos de lesão ou morte.

Para aceitar um emprego de risco, o trabalhador possuirá um preço de reserva w que será a quantia necessária para ele aceitar o risco da atividade, que pode ser definido por $\Delta\hat{w} = \hat{w}_1 - w_0$, onde w_0 representa o salário de um “emprego seguro” e \hat{w}_1 o salário pago em um emprego de risco. Dessa forma, quanto menos o trabalhador “gosta” do risco, maior será $\Delta\hat{w}$, ou seja, o trabalhador estará disposto a aceitar o risco do emprego se o prêmio salarial por se submeter a este risco compense.

Assim sendo, as combinações de salário-risco, que maximizam tanto os lucros das firmas como a utilidade dos trabalhadores gerarão uma curva, chamada de função de salários hedônicos. Esta função tem como característica principal sumarizar a relação entre salários que são pagos aos trabalhadores e as características dos empregos. O risco, neste caso, é um vetor que regula o mecanismo de equilíbrio entre trabalhadores e firmas, desempenhando o mesmo papel dos preços em mercados padrão. Assim, conforme acrescentam Thaler e Rosen (1976), cada trabalhador escolherá um valor ótimo de risco comparando os custos psíquicos de um aumento do risco com os retornos monetários na forma de altos salários, ou seja, os diferenciais salariais compensatórios pelo risco.

Em tese, as predições acerca da função de salários hedônicos consistem na estimação do salário w recebido por um indivíduo como uma função de suas características pessoais, representadas por um vetor x , e de características não salariais dos empregos, representadas por um vetor e . De forma que a equação a ser estimada possuiria a seguinte especificação (Cahuc, Carcillo e Zylberberg 2014):

$$\ln w = x\beta + ea + \varepsilon \quad (1)$$

Nesta expressão, a e β são os vetores dos parâmetros a serem estimados e ε é o termo de erro com média zero e normalmente distribuído. O vetor x de características pessoais inclui, por exemplo, idade, sexo, experiência no trabalho, anos de escolaridade, etnia, local de residência, status familiar etc. Já o vetor e de características não salariais dos empregos incorpora, por exemplo, variáveis relacionadas à duração e flexibilidade de horas trabalhadas, risco de lesão no ambiente de trabalho, risco de acidente fatal no trabalho etc.

A estimação da função de salários hedônicos tem sido amplamente utilizada na literatura para relacionar salários com a probabilidade de acidentes do trabalho, buscando evidenciar a existência de diferenciais salariais compensatórios entre empregos que possuem maior probabilidade de risco de acidente com aqueles que não possuem ou sua probabilidade de acidente é muito pequena. Há um consenso de que existe uma relação positiva entre salários e risco de acidentes do trabalho, indiferente do tipo de risco (Moore e Viscusi 1988; Siebert e Wei 1994; Kim e Fishback 1999; Lanfranchi, Ohlsson, e Skalli 2002; Leeth e Ruser 2003; Lavetti

e Schmutte 2016). Ou seja, trabalhadores que estão expostos a riscos de acidentes do trabalho recebem maiores salários.

A partir desta regressão é possível calcular o valor estatístico de uma vida. Teoricamente, a alteração salarial positiva resultante de um aumento percentual na probabilidade de acidente no ambiente de trabalho é exatamente o necessário para que um trabalhador marginal aceite os riscos de uma atividade que possui maior incidência de acidentes de modo a manter sua utilidade constante, isto é, é o preço de reserva desse trabalhador. Ou seja, em tese, o VSL aumenta de acordo com o nível de risco do emprego. Da mesma forma, sendo a segurança um bem normal, trabalhadores com alto nível de renda terão altos níveis de VSL e tenderão a escolher empregos com níveis mais baixos de risco (Kniesner, Viscusi e Ziliak 2010). Porém, mesmo corroborando com esta relação positiva, Kniesner, Viscusi e Ziliak (2010) alertam que ela ocorre a taxas decrescentes, ou seja, o VSL varia com o nível de risco, mas declina com o aumento do nível de risco. Então, trabalhadores que aceitam o risco inicial da atividade irão responder menos que proporcionalmente ao aumento do risco relacionado ao seu emprego. Basicamente, o cálculo do VSL, a partir de equações semi-logarítmicas, é realizado fazendo o produto da média salarial da amostra e o valor estimado do vetor de características não salariais do emprego, representado, por exemplo, pela probabilidade de acidentes no trabalho (Viscusi e Masterman 2017).

Seguindo esta metodologia, Viscusi (2004) estimou o VSL a partir das ocupações e indústrias nas quais os trabalhadores estavam inseridos, uma vez que é possível que existam diferenças nesse valor se o risco de morte for uma medida da probabilidade de acidentes em determinada indústria ou se o risco de fatalidade for uma medida realizada a partir da ocupação do trabalhador. De acordo com o autor, as medidas de risco por ocupação tendem a resultar em valores baixos de VSL. Todavia, também é possível de se estimar o valor das perdas com acidentes não fatais; Viscusi e O'Connor (1984), por exemplo, analisaram as probabilidades de lesão no trabalho. Segundo os autores, estas probabilidades levam a estimativas do valor implícito da lesão que são paralelas às geradas com dados de riscos objetivos.

Segundo Viscusi (2004), economistas têm desenvolvido, ao longo dos anos, estimativas empíricas do trade-off entre salários e riscos de acidentes fatais que têm sido utilizadas para a elaboração de políticas públicas que visem

a aumentar a segurança no trabalho, assim como para balizar os valores de indenizações pagas às famílias de trabalhadores vítimas de acidentes fatais no ambiente de trabalho. Há uma série de trabalhos na literatura internacional discutindo os diferenciais salariais compensatórios e o valor estatístico de uma vida. Em geral, estes se diferenciam quanto a estratégia metodológica utilizada, de modo que é possível encontrar estudos que estimam a função de salários hedônicos a partir de modelos cross-section, tais como Viscusi e Moore (1987), Moore e Viscusi (1988), Siebert e Wei (1994), Kim e Fishback (1999), Lanfranchi, Ohlsson e Skalli (2002), Leeth e Ruser (2003), Viscusi (2004), Madheswaran (2007), Aldy e Viscusi (2008), Viscusi e Masterman (2017), e os que aplicam métodos com dados em painel, como por exemplo, Dorman e Hagstrom (1998), Kniesner et al. (2011); Kniesner, Viscusi e Ziliak (2014) e Lavetti e Schmutte (2016).

Utilizando dados brasileiros, há apenas a contribuição de Lavetti e Schmutte (2016). Assim como este estudo, os autores estimam o VSL a partir de dados em painel com as taxas de fatalidades por indústria, porém, utilizam uma base dados mais antiga obtidos na RAIS entre 2003 e 2010 e não fazem uma distinção por gênero e por grau de risco da ocupação, assim como não estimam os valores estatísticos com doenças e lesões, que, em conjunto, são as principais contribuições deste estudo.

3. Metodologia e Dados

Segundo Kniesner, Viscusi e Ziliak (2010), o conceito de valor estatístico de uma vida baseado em estimativas econométricas do *trade-off* entre salários e riscos de acidentes fatais já é bem estabelecido na literatura. Nesse sentido, seguindo a Equação (1), este *trade-off* hedônico para um trabalhador $i (i = 1, \dots, N)$ ao tempo $t (t = 1, \dots, T)$, pode ser descrito da seguinte forma:

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_1 FATAL_{it} + \beta_2 LESÃO_{it} + \beta_3 DOENÇA_{it} + \beta_4 X_{it} + \beta_5 Z_{it} + c_i + u_{it} \quad (2)$$

em que $\ln w_{it}$ é o logaritmo natural do salário/hora, $FATAL_{it}$ é a taxa específica de acidentes fatais para cada subseção da CNAE, $LESÃO_{it}$ é a taxa específica de lesão para cada subseção, $DOENÇA_{it}$ é a taxa específica de

doença para cada subseção,¹ X_{it} é um vetor que contém variáveis referentes a características socioeconômicas dos trabalhadores (idade, idade ao quadrado, escolaridade, tempo de serviço no emprego) e Z_{it} é um vetor que contém características dos estabelecimentos (tamanho do estabelecimento, número de empregados). Este último tem por objetivo controlar possíveis heterogeneidades destas características dos empregos que podem interferir no nível de exposição ao risco dos trabalhadores. O termo c_i é um fator não observado que afeta w_{it} e que não é sistematicamente relacionado às outras variáveis explicativas observáveis de interesse (Wooldridge 2010). Por fim, u_{it} é o termo de erro do modelo, provavelmente de natureza heterocedástica.

A estimação da função de salários hedônicos a partir de dados em painel apresenta benefícios relevantes em favor da robustez dos parâmetros estimados. Além de solucionar o problema de características não observáveis (c_i) que são invariantes no tempo (diferenças em preferências e aspectos relacionados com a produtividade que podem ser correlacionados com os regressores em X (Kniesner *et al.* 2011)), a estimação por efeitos fixos faz com os que β 's referentes às taxas de lesão, doença e acidente fatais no ambiente de trabalho reflitam os diferenciais compensatórios esperados destes parâmetros (Viscusi e Masterman 2017), algo que atualmente tem sido explorado com mais ênfase na literatura. Kniesner, Viscusi e Ziliak (2014) acrescentam que a estimação desta função a partir do *semi-log* dos salários reduz a influência de *outliers*, conferindo ainda mais robustez às estimações que serão realizadas.

As estimações com dados em painel, além de solucionar os problemas descritos anteriormente, permitem que, adicionalmente aos estimadores de efeitos fixos que exibem desvios da média (*within*), sejam obtidos estimadores em primeiras diferenças, ou seja, com diferenças no tempo. Como se sabe, os dois estimadores geram resultados idênticos quando existem dois períodos de tempo e quando o número de períodos converge para o infinito. Porém, quando há um número finito de períodos com $T > 2$, as estimativas através de dois estimadores de efeitos fixos diferentes pode divergir devido a uma possível não estacionariedade nos salários, erros de medida ou modelos mal especificados (Wooldridge 2010). Dessa forma, o modelo em primeiras diferenças elimina efeitos invariantes no tempo a

¹ Estas taxas por setores são calculadas a partir dos dados da RAIS para os anos entre 2012 e 2015 conforme pode ser observado na Tabela A1 do Apêndice.

partir da estimação da mudança no equilíbrio hedônico ao longo do tempo, sendo descrito segundo a seguinte especificação:

$$\Delta \ln w_{it} = \beta_1 \Delta FATAL_{it} + \beta_2 \Delta LESÃO_{it} + \beta_3 \Delta DOENÇA_{it} + \Delta X_{it} + \Delta Z_{it} + \Delta u_{it} \quad (3)$$

onde Δ se refere ao operador de primeira diferença.

Uma das vantagens da estimação pelo modelo em primeiras diferenças é que se a taxa de fatalidade for medida com um erro clássico, a primeira diferença da estimativa de β_1 , β_2 e β_3 , pode ser atenuada em relação à estimativa *within*. Ainda, ao considerar as mudanças intertemporais nos resultados do equilíbrio hedônico, outra vantagem surge porque é possível solicitar diferenças mais amplas (dois anos ou mais). Se $\Delta \geq 2$, os efeitos de erros de medida são mitigados na equação (3) relativos à regressão de diferenças *within* (Kniesner *et al.* 2011).

Por fim, a partir dos β_1 , β_2 e β_3 , obtidos nas estimações das funções de salários hedônicos, será realizado o cálculo do valor estatístico de uma vida (VSL), do valor estatístico das lesões e, também, das doenças. De acordo com Kniesner *et al.* (2011), contabilizando o fato de que a taxa de acidentes fatais é obtida por 100.000 trabalhadores, o VSL ao nível de salários w e horas anuais de trabalho h , é:

$$\widehat{VSL} = [\widehat{\beta}_1 \cdot w \cdot h \cdot 100000] \quad (4)$$

em que h é igual a 2000, referindo-se ao número de horas anuais trabalhadas por um trabalhador que desempenha entre 30 e 40h semanais no ambiente de trabalho.

Para os casos de lesões e doenças, a expressão (4) sofre uma simples alteração relativa à escala de sua construção, fazendo com que o valor es-

tatístico para lesões e doenças sejam obtidos por 1000² trabalhadores (Madheswaran 2007),³ da seguinte forma:

$$V\widehat{SLesão} = [\widehat{\beta}_2 \cdot w \cdot h \cdot 1000] \quad (5)$$

$$V\widehat{SDoença} = [\widehat{\beta}_3 \cdot w \cdot h \cdot 1000] \quad (6)$$

Um ponto-chave para a realização de estudos envolvendo salários e risco de acidentes é como se obter uma medida correta dos riscos dos empregos para os trabalhadores. Conforme salienta Viscusi (2004), a loteria de risco de lesão e segurança associada a um emprego consiste em diversos desfechos adversos para a saúde, aliadas às probabilidades de acidentes associadas a cada um destes empregos. Nesse sentido, os trabalhos que utilizam estas métricas normalmente utilizam as taxas de acidentes associadas às ocupações dos trabalhadores ou aos setores em que estão empregados, em que se consideram “acidentes” aqueles que causam, ao menos, a perda de um dia de trabalho para o trabalhador.

Dessa forma, neste trabalho, as variáveis referentes às taxas de acidentes fatais, lesão e doença adquirida através do desempenho da atividade laboral são elaboradas a partir da base de dados da RAIS, a qual possui um recenseamento destes três tipos de acidentes descritos, de modo que cada afastamento do trabalhador do seu emprego por qualquer um destes acidentes mencionados é registrado, sendo informado o motivo e o número de dias que ele ficou afastado de seu emprego. Além disso, esta base permite que as taxas de acidentes sejam desagregadas por subclasses da Classificação Nacional de Atividades Econômicas – CNAE, possibilitando a obtenção de 1.229 grupos, ou seja, uma taxa para cada uma das subclasses da CNAE. Na Tabela A1 do Apêndice estão as médias de acidentes fatais, lesões e doenças por setores da CNAE de 2012 a 2015.

² O cálculo destas taxas segue a metodologia proposta no Censo de lesões corporais fatais de 2007, elaborado pela Secretaria de Estatísticas Trabalhistas do Departamento de Trabalho dos EUA. A taxa de acidentes fatais representa o número de lesões ocupacionais fatais por 100.000 trabalhadores empregados, a qual é obtida como se segue: $(N / W) \times 100.000$, onde N = número de lesões fatais no trabalho e W = número de trabalhadores empregados. Para o caso de lesões e doença, a taxa é calculada por 1000 trabalhadores empregados, de modo que, então, será o resultado da seguinte expressão $(N / W) \times 1000$. A escala para acidentes fatais é maior devido a sua menor incidência, em relação aos casos de lesão e doença. Esta nota metodológica pode ser obtida em <https://www.bls.gov/iif/oshnotice10.htm>.

³ Madheswaran (2007) realiza, também, estas diferenciações de escala entre acidentes fatais e não fatais.

As análises empíricas considerarão uma série de diferentes equações para cinco tipos de amostras: a amostra completa; homens excluindo-se trabalhadores da agricultura, forças armadas e polícia; mulheres excluindo-se trabalhadores da agricultura, forças armadas e polícia; homens *blue-collar*s;⁴ e mulheres *blue-collar*s. Estas alternativas buscam fornecer maior robustez à análise, isolando os efeitos que determinados grupos podem ter sobre os outros no que diz respeito à exposição ao risco. Além disso, cada amostra será estimada a partir de diferentes especificações de modelos econométricos, visando o alcance daquele que fornece o melhor ajuste do modelo.

Em geral, todas as amostras utilizadas receberam alguns ajustes. A princípio, é importante salientar que o painel de dados construído é desbalanceado. Nesse caso, segundo Ziliak e Kniesner (1998), os valores faltantes (*missings*) são utilizados como eventos aleatórios. Também, as amostras foram restringidas a trabalhadores de período integral (*full-time*), ou seja, àqueles que desempenham ao menos 30 horas semanais de trabalho, para evitar oscilações nos salários em virtude de cargas horárias de trabalho muito pequenas, conforme ressalta Viscusi (2004). Da mesma forma, foram mantidos apenas trabalhadores entre 18 e 65 anos de idade e, por fim, a variável salário/hora foi deflacionada,⁵ seguindo a proposição de Kniesner *et al.* (2011).

As amostras específicas para homens e mulheres pretendem isolar os efeitos heterogêneos de incidência de acidentes entre os gêneros, uma vez que, por exemplo, a taxa de acidentes fatais em homens é aproximadamente o dobro da ocorrência com mulheres.⁶ Também, de acordo com Viscusi (2004), mulheres recebem significativos diferenciais compensatórios para riscos não fatais. Nesse sentido, a ideia é testar esta hipótese para o caso dos empregos de risco no Brasil. A exclusão de profissionais da agricultura, das forças armadas e da polícia segue as alternativas amostrais propostas por Viscusi (2004) e Kniesner *et al.* (2011), pois, segundo os autores, estes trabalhadores, no dever ativo de suas funções, estão submetidos a maiores riscos de acidentes que os demais.

⁴ É uma pessoa da classe trabalhadora que executa trabalho manual não agrícola, que pode envolver trabalhos de fabricação, mineração, saneamento, trabalho de custódia, trabalho de campo de petróleo, construção, mecânica, manutenção, armazenagem, combate a incêndio, instalação técnica e muitos outros tipos de trabalho físico. Esta nomenclatura é utilizada em países de língua inglesa.

⁵ A variável salário/hora foi deflacionada pelo Deflator do PIB informado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

⁶ Conforme pode ser observado na Tabela A2 do Apêndice construída a partir dos dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015.

A restrição da amostra para trabalhadores *blue-collar*s é uma prática recorrente na literatura sobre diferenciais salariais compensatórios por causa da ínfima ocorrência de acidentes fatais em *white-collar*s,⁷ o que afeta os prêmios de risco quando este último grupo é considerado (Viscusi 2004). A distinção de homens e mulheres, nesse caso, também pretende isolar os efeitos de variações de risco relacionados aos gêneros. A Tabela 1 apresenta as médias e desvios-padrões das variáveis utilizadas nos modelos econométricos, bem como suas definições.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos modelos econométricos

Variáveis	Definição	Amostra completa	Homens	Mulheres	Homens <i>blue-collar</i> s	Mulheres <i>blue-collar</i> s
Salário hora	Salário por hora	11,9332 (17,5097)	12,6008 (18,7837)	10,8787 (15,6552)	10,0956 (12,5089)	7,9721 (10,8140)
Escolaridade	Nível de escolaridade	6,4941 (1,7534)	6,2813 (1,7511)	6,9324 (1,5733)	5,8991 (1,7219)	6,3497 (1,6000)
Idade	Idade do trabalhador em anos	34,8637 (11,0315)	34,9492 (11,1620)	34,6994 (10,8468)	34,5440 (11,0588)	34,5603 (10,8113)
Tenure	Tempo que o trabalhador está em seu emprego atual (medido em meses)	46,0384 (73,4458)	42,7410 (69,8003)	49,1913 (76,0280)	38,6258 (64,2558)	38,8330 (63,1256)
Fatal	Taxa de acidentes fatais	2,58988 (5,9712)	3,2374 (6,6298)	1,5813 (4,3878)	3,5290 (6,9102)	1,6340 (4,4972)
Lesão	Taxa de lesões	4,8360 (3,3284)	5,6076 (3,5488)	3,7812 (2,6618)	5,8794 (3,5458)	4,0924 (2,7157)
Doença	Taxa de doenças	2,0124 (6,1499)	2,1170 (7,3517)	1,9763 (4,3125)	2,0231 (7,6592)	1,8675 (5,1211)
Quantidade de dias de afastamento	Número de dias de afastamento do emprego por lesão ou doença	4,8435 (27,9983)	3,4429 (24,8262)	7,0165 (32,3291)	3,6476 (25,4889)	7,4945 (33,6987)
Tamanho do estabelecimento	Tamanho do estabelecimento de acordo com o número de empregados	6,8182 (2,4298)	6,7055 (2,3510)	6,9601 (2,5085)	6,6238 (2,3482)	6,8775 (2,5018)
N		10682427	5998739	4245956	5029566	2413375

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS de 2012 a 2015. Nota: desvios-padrões entre parênteses.

⁷ É uma pessoa que desempenha trabalho profissional, gerencial ou administrativo.

4. Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações da função de salários hedônicos. Estes foram divididos em cinco tabelas que contém os resultados das estimações para os diferentes grupos, a dizer, para a amostra completa (Tabela 2), para os homens (Tabela 3), para as mulheres (Tabela 4), para os homens *blue-collar*s (Tabela 5) e para as mulheres *blue-collar*s (Tabela 6). Primeiramente, cabe ressaltar que o provável viés das estimativas gerado pelo modelo Pooled, que ocorre quando características não observáveis dos indivíduos que interferem nos salários estão correlacionadas com os resíduos (Wooldridge 2010), é solucionado através das estimações dos painéis com efeitos fixos, aleatórios e primeiras diferenças, os quais produzem estimativas consistentes dos parâmetros dos modelos. Além disso, todos os modelos foram estimados com erros padrões robustos para heterocedasticidade.

Realizou-se, também, para todas as amostras listadas, o teste de Hausman para identificar qual dos modelos produz estimadores consistentes. A hipótese nula do teste, de que os efeitos individuais dos trabalhadores podem ser modelados por um modelo de efeitos aleatórios, foi rejeitada em todas as estimações para todas as amostras. Dessa forma, as estimativas produzidas pelo modelo de efeitos fixos são consistentes (Wooldridge 2010). Embora Kniesner *et al.* (2011) alertem para a possibilidade de que a seleção por ocupações ou indústrias baseadas em gostos e produtividades não observados seja puramente aleatória entre os trabalhadores, tal possibilidade foi averiguada e não se confirma para os empregos de risco no Brasil. Sendo assim, a análise dos resultados será restrita às estimativas obtidas pelos modelos de efeitos fixos e primeiras diferenças.

Os resultados da estimação da função de salários hedônicos para a amostra completa são apresentados na Tabela 2. A princípio, destaca-se que as variáveis relacionadas a características produtivas dos trabalhadores (escolaridade, idade e *Tenure*) seguem o padrão esperado, com a escolaridade tendo impacto positivo nos salários, a idade apresentando impacto também positivo, mas crescendo a taxas decrescentes à medida quando esta idade aumenta. A variável *Tenure* também apresenta este padrão, mostrando que a produtividade do trabalhador dentro da mesma empresa também cresce a taxas decrescentes.

As variáveis de risco de acidente fatal e lesão têm um efeito positivo nos salários, em consonância com a teoria dos diferenciais salariais compensatórios (Viscusi 2004). Entretanto, para o risco de doenças oriundas do exercício da atividade laboral, não se constatou a remuneração compensatória. Os coeficientes são estatisticamente significativos a 1% em todas as especificações. Isto confirma a robustez dos modelos estimados e garante que existe compensação salarial por risco no mercado de trabalho brasileiro, ou seja, conforme destaca Madheswaran (2007), os trabalhadores são compensados pela desvantagem de um risco de morte ou lesão no trabalho.

As magnitudes dos prêmios pelo risco, em geral, são plausíveis. Nesse sentido, a partir do modelo de efeitos fixos (colunas 1 a 3),⁸ o prêmio médio pelo risco de acidente fatal por hora trabalhada é de R\$0,016. Em termos anuais, assumindo-se que 2000 horas são desempenhadas pelo trabalhador no ano, este valor é de R\$32,90 em média. O prêmio salarial médio anual pelo risco de acidente fatal é de aproximadamente 0,16%. Ressalta-se que estes valores são próximos aos encontrados por Viscusi (2004).

Na análise a partir da amostra completa, o valor estatístico de uma vida (VSL) é de R\$3,294 milhões a partir das estimativas obtidas pelo modelo de efeitos fixos. Ou seja, uma vida estatística é 138 vezes maior que a média anual de salários. É importante ressaltar que tais valores se aproximam dos encontrados por Viscusi e Masterman (2017) em sua meta análise sobre o VSL realizada para vários países do mundo. Na prática, tais valores são os que poderiam ser utilizados como referência para indenizações às famílias de trabalhadores que sofreram acidentes fatais no exercício de sua atividade laboral.

⁸ Ressalta-se que os resultados que serão apresentados restringem-se à especificação 1 do modelo de efeitos fixos, em que os controles para acidentes fatais e não fatais (lesão e doença) estão inclusos nas estimações. Esta estratégia é utilizada porque se a probabilidade de lesão ou doença está correlacionada com a de um acidente fatal, a omissão de alguma destas variáveis implicaria um viés.

Tabela 2 - Estimação da função de salários hedônicos para a amostra completa, incluindo homens e mulheres, nos anos de 2012 a 2015 no Brasil

VARIÁVEIS	Variável dependente: <i>ln</i> do salário/hora					
	Efeitos fixos			Primeiras diferenças		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Fatal	0,00138*** (9,24e-05)		0,00163*** (9,76e-05)			
Lesão	0,00584*** (0,000232)	0,00621*** (0,000231)				
Doença	-0,000847*** (9,35e-05)	-0,000897*** (9,37e-05)				
Δ Fatal				0,00190*** (0,000144)		0,00226*** (0,000155)
Δ Lesão				0,00600*** (0,000296)	0,00661*** (0,000292)	
Δ Doença				-0,000351*** (0,000128)	-0,000421*** (0,000127)	
Constante	-0,0776*** (0,0106)	-0,0734*** (0,0106)	-0,0512*** (0,0106)	0,0545*** (0,000689)	0,0545*** (0,000689)	0,0540*** (0,000690)
Controle para Unidades da Federação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para os setores CNAE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
VSL em milhões de R\$						
VSL Fatal	3,294		3,890	4,535		5,394
VS Lesão	0,139	0,148		0,143	0,158	
VS Doença	-	-	-	-	-	-
Observações	10.682.427	10.682.427	10.682.427	787.188	787.188	787.188
Número de ID	9.271.409	9.271.409	9.271.409	724.212	724.212	724.212
R ²	0,359	0,359	0,356	-	-	-
R ² intra	0,359	0,359	0,356	0,315	0,315	0,312
R ² entre	0,435	0,435	0,433	0,302	0,302	0,299
R ² total	0,431	0,431	0,428	0,304	0,304	0,301

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015 (2017). Erros padrões entre parênteses. Significância estatística das estimativas definidas por: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$. Os controles relacionados a características pessoais dos indivíduos (escolaridade, idade, tenure), quantidade de dias de afastamento do trabalho e tamanho dos estabelecimentos foram suprimidos da tabela, mas estão incluídos nas estimações. O teste de Hausman apresentou os seguintes resultados $\chi^2(63) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 4815,24$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

Em se tratando da probabilidade de lesão no trabalho, os prêmios pelo risco também apresentaram retornos positivos nos salários, ratificando a compensação salarial por este tipo de risco no mercado de trabalho brasileiro. Em média, um trabalhador recebe R\$0,070 a mais nos salários por hora como compensação pela possibilidade de sofrer alguma lesão no exercício de sua atividade. Em termos anuais, este valor é de R\$139, representando um prêmio salarial médio de 0,58% ao ano. Utilizando-se o cálculo do valor estatístico para o caso de lesão, observa-se que o valor registrado é de R\$139 mil⁹ no Brasil, representando uma indenização para este tipo de acidente 482% maior que a média anual de salários.

Embora estas compensações salariais pelo risco tenham apresentado um percentual baixo em comparação aos percentuais encontrados por Viscusi (2004), é preciso ressaltar que se trata de valores médios para uma amostra que compreende todos os setores. Possivelmente, ao se analisar setores ou subseções específicas da CNAE, tais compensações salariais e valores estatísticos de uma vida, lesão ou doença irão oscilar de acordo com sua taxa de acidentes e classificação quanto ao risco, uma vez que algumas atividades específicas possuem remuneração compensatória prevista na Consolidação das Leis do Trabalho – CLT no Brasil (BRASIL 2018).

A Tabela 3 apresenta os resultados das estimações da função de salários hedônicos para homens, excluindo-se os profissionais da agricultura, forças armadas e polícia. As variáveis relacionadas às taxas de acidentes apresentaram comportamentos distintos, mostrando que existe remuneração compensatória nos casos em que o risco de acidentes fatais os coeficientes foram positivos e significativos. Porém, com relação à probabilidade de lesão, as estimativas não foram significativas e para as doenças o efeito foi negativo, ou seja, em empregos cujo risco de doença aumenta, os salários diminuem.

⁹ É relevante salientar que o valor estatístico para lesões é notadamente menor que o valor estatístico de uma vida (acidentes fatais) devido à escala de construção destas variáveis, conforme o demonstrado na seção 3 deste trabalho.

Tabela 3 - Estimação da função de salários hedônicos para homens e excluindo-se profissionais da agricultura, polícia e forças armadas

VARIÁVEIS	Variável dependente: <i>ln</i> do salário/hora					
	Efeitos fixos			Primeiras diferenças		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Fatal	0,000969*** (0,000119)		0,000967*** (0,000117)			
Lesão	-0,000235 (0,000327)	2,24e-05 (0,000325)				
Doença	-0,000266** (0,000125)	-0,000303** (0,000124)				
Δ Fatal				0,000948*** (0,000180)		0,000907*** (0,000177)
Δ Lesão				-0,000251 (0,000424)	6,38e-05 (0,000420)	
Δ Doença				3,66e-05 (0,000178)	1,95e-06 (0,000177)	
Constante	-0,151*** (0,0203)	-0,147*** (0,0203)	-0,159*** (0,0203)	0,0534*** (0,000971)	0,0534*** (0,000971)	0,0530*** (0,000973)
Controle para Unidades da Federação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para os setores CNAE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
VSL em milhões de R\$						
VSL Fatal	2,442		2,436	2,389		2,285
VS Lesão	-	-	-	-	-	-
VS Doença	-	-	-	-	-	-
Observações	5.998.739	5.998.739	5.998.739	348.284	348.284	348.284
Número de ID	5.367.148	5.367.148	5.367.148	326.541	326.541	326.541
R ²	0,322	0,322	0,319	-	-	-
R ² intra	0,322	0,322	0,319	0,284	0,284	0,281
R ² entre	0,435	0,435	0,433	0,264	0,264	0,261
R ² total	0,431	0,431	0,428	0,267	0,266	0,264

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015 (2017). Erros padrões entre parênteses. Significância estatística das estimativas definidas por: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$. Os controles relacionados a características pessoais dos indivíduos (escolaridade, idade, tenure), quantidade de dias de afastamento do trabalho e tamanho dos estabelecimentos foram suprimidos da tabela, mas estão inclusos nas estimações. O teste de Hausman apresentou os seguintes resultados: $\chi^2(59) = (b-B)'[(V b-V B)^{-1}](b-B) = 197,61$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

Os prêmios pelo risco de acidente fatal para os homens apresentam valores menores aos encontrados para amostra completa, mesmo o salário/hora médio sendo maior para a amostra que compreende somente os homens em relação à amostra abrangendo todos os trabalhadores. Nesse caso, a compensação salarial pelo risco foi de R\$0,012 por hora, o que equivale a uma compensação anual de R\$24 em média, que é 37,08% menor que o encontrado na amostra completa. As estimativas obtidas por primeiras diferenças mantêm a magnitude desses prêmios.

O VSL também é menor quando se restringe a amostra aos trabalhadores do sexo masculino. Em média, em relação à amostra completa e às estimativas obtidas por efeitos fixos, o VSL diminui em 35%. Isso mostra que mesmo os homens estando estatisticamente mais expostos aos riscos de acidentes nas atividades laborais, estão sendo recompensados menos que proporcionalmente por isso na forma de salários em relação aos trabalhadores em geral (amostra completa).

Os resultados das estimações para a amostra restrita às mulheres, excluindo-se os profissionais da agricultura, forças armadas e polícia, são apresentados na Tabela 4. Os prêmios salariais pelo risco de acidente fatal apresentam uma diminuição em relação às estimações anteriores. Em média, a remuneração compensatória por hora é de R\$0,005, o equivalente a R\$10 por ano. Em comparação com a amostra restrita a homens, este prêmio é 140% menor em média. Há dois possíveis fatores que colaboram para essa diferença: primeiro, o salário médio das mulheres é 15,8% menor que os dos homens. Além disso, a taxas de acidentes fatais envolvendo homens são aproximadamente o dobro do registrado para as mulheres, evidenciando que a maior exposição aos riscos fatais das atividades em relação às mulheres está sendo convertida em prêmios salariais maiores para os homens.

Tabela 4 - Estimação da função de salários hedônicos para mulheres e excluindo-se profissionais da agricultura, polícia e forças armadas

VARIÁVEIS	Variável dependente: <i>ln</i> do salário/hora					
	Efeitos fixos			Primeiras diferenças		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Fatal	0,000500** (0,000198)		0,000807*** (0,000196)			
Lesão	0,00647*** (0,000630)	0,00660*** (0,000627)				
Doença	-0,000202 (0,000256)	-0,000222 (0,000256)				
Δ Fatal				5,36e-05 (0,000290)		0,000552** (0,000258)
Δ Lesão				0,00944*** (0,000934)	0,00946*** (0,000923)	
Δ Doença				0,00126*** (0,000418)	0,00126*** (0,000418)	
Constante	-0,366*** (0,0418)	-0,364*** (0,0417)	-0,340*** (0,0415)	0,0576*** (0,00111)	0,0576*** (0,00111)	0,0572*** (0,00111)
Controle para Unidades da Federação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para os setores CNAE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
VSL em milhões de R\$						
VSL Fatal	1,088		1,756			1,201
VS Lesão	0,141	0,144		0,205	0,206	
VS Doença				0,027	0,027	
Observações	4.245.956	4.245.956	4.245.956	210.893	210.893	210.893
Número de ID	3.865.444	3.865.444	3.865.444	199.861	199.861	199.861
R ²	0,338	0,338	0,337	-	-	-
R ² intra	0,338	0,338	0,337	0,337	0,337	0,334
R ² entre	0,471	0,471	0,470	0,292	0,292	0,289
R ² total	0,468	0,468	0,467	0,296	0,296	0,294

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015 (2017). Erros padrões entre parênteses. Significância estatística das estimativas definidas por: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$. Os controles relacionados a características pessoais dos indivíduos (escolaridade, idade, tenure), quantidade de dias de afastamento do trabalho e tamanho dos estabelecimentos foram suprimidos da tabela, mas estão incluídos nas estimações. O teste de Hausman apresentou os seguintes resultados: $\chi^2(59) = (b-B)'[(V b-V B)^{-1}](b-B) = 3184,99$; Prob $> \chi^2 = 0,0000$. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

No caso da amostra para mulheres tal como para a de homens, as estimativas por primeiras diferenças também mantêm a magnitude do prêmio salarial médio. Por exemplo, a partir das estimativas obtidas por efeitos fixos, o valor estatístico de uma vida é de R\$1,088 milhão para as mulheres. Por primeiras diferenças, registra-se um VSL de R\$1,201 milhão. Porém, esse valor é, em média, 124% menor que o VSL obtido para os homens a partir da estimativa por efeitos fixos.

Em relação aos prêmios salariais pelo risco de lesão, observa-se que, para as mulheres, eles são semelhantes aos obtidos para a amostra completa. Por hora, a compensação salarial pela possibilidade de lesão no ambiente de trabalho é de R\$0,070 em média. Esse valor representa uma média de R\$141 anuais como compensação salarial por esse tipo de acidente, o equivalente a um valor médio adicional de 0,65% pelo risco, semelhante ao 0,58% obtido para a amostra completa. Esse resultado sinaliza que as mulheres estão alocadas em atividades que possuem percentuais elevados de ocorrência de lesão no exercício de tais atividades, e essa exposição está sendo recompensada na forma de prêmios salariais. Tal percentual é ainda maior quando se analisa a partir do modelo de primeiras diferenças, que registra um prêmio salarial anual para esse risco de R\$205. O valor estatístico em casos de lesão para mulheres é de R\$141 mil, valor semelhante ao encontrado para a amostra completa. Para os casos de doença, as recompensas salariais pelo risco de ocorrência são de R\$27,41 anuais. O valor estatístico para doença é de R\$27 mil quando se restringe a amostra para as mulheres. Esses valores estatísticos indicam que lesões e doenças tendem a acometer mais as mulheres que os homens, nos quais as estimativas não apresentam significância estatística em termos de compensação salarial para estes tipos de acidentes.

Os resultados para a amostra que considera apenas homens *blue-collar*s são apresentados na Tabela 5. As variáveis referentes à taxa de acidentes apresentaram comportamentos distintos para o caso de homens *blue-collar*s. Para o caso de acidentes fatais, os sinais dos coeficientes foram positivos e significativos a 1%, evidenciando novamente que o risco de acidente fatal no ambiente de trabalho é recompensado na forma de maiores salários no mercado de trabalho brasileiro, em média.

Tabela 5 - Estimação da função de salários hedônicos para homens *blue-collars*

VARIÁVEIS	Variável dependente: <i>ln</i> do salário/hora					
	Efeitos fixos			Primeiras diferenças		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Fatal	0,000554*** (0,000109)		0,000543*** (0,000109)			
Lesão	-0,000374 (0,000334)	-0,000236 (0,000333)				
Doença	-0,000188 (0,000123)	-0,000207* (0,000123)				
Δ Fatal				0,00148*** (0,000200)		0,00150*** (0,000199)
Δ Lesão				0,000691 (0,000420)	0,00115*** (0,000415)	
Δ Doença				0,000237 (0,000163)	0,000187 (0,000163)	
Constante	0,237*** (0,0176)	0,239*** (0,0176)	0,231*** (0,0176)	0,0571*** (0,000969)	0,0571*** (0,000970)	0,0567*** (0,000972)
Controle para Unidades da Federação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para os setores CNAE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
VSL em milhões de R\$						
VSL Fatal	1,119	-	1,096	2,988	-	3,029
VS Lesão	-	-	-	-	0,023	-
VS Doença	-	-	-	-	-	-
Observações	5.029.566	5.029.566	5.029.566	266.904	266.904	266.904
Número de ID	4.546.817	4.546.817	4.546.817	251.817	251.817	251.817
R ²	0,278	0,278	0,275	-	-	-
R ² intra	0,278	0,278	0,275	0,255	0,254	0,251
R ² entre	0,394	0,394	0,391	0,222	0,222	0,219
R ² total	0,389	0,389	0,387	0,226	0,225	0,222

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015 (2017). Erros padrões entre parênteses. Significância estatística das estimativas definidas por: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Os controles relacionados a características pessoais dos indivíduos (escolaridade, idade, tenure), quantidade de dias de afastamento do trabalho e tamanho dos estabelecimentos foram suprimidos da tabela, mas estão incluídos nas estimações. O teste de Hausman apresentou os seguintes resultados: $\chi^2(53) = (b-B)'[(V b-V B)^{-1}](b-B) = 5039,76$; $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

Em se tratando de doenças originadas no exercício da atividade laboral, os coeficientes não foram significativos, impedindo inferências a seu respeito. No caso de lesão, as estimativas apresentaram significância apenas em uma das especificações por primeiras diferenças, mostrando, mais uma vez, que este tipo de acidente não é remunerado compensatoriamente assim como para os acidentes fatais.

O prêmio salarial pelo risco de acidente fatal para os homens *blue-collars* é menor quando comparado com a estimativa da amostra restrita a homens (Tabela 3). A compensação salarial por esse tipo de risco é de R\$0,006, em média, a partir da estimativa por efeitos fixos, 100% menor comparada com a compensação obtidas para homens, exceto profissionais da agricultura, forças armadas e polícia.

Esse resultado sinaliza que trabalhadores que correm risco iminente de acidente fatal, ou seja, que estão frente a frente ao risco diariamente recebem compensações salariais menores que os trabalhadores homens em geral. Esse diferencial pode ser causado pelos empregos em setores onde existem trabalhadores que ocupam cargos de gestão ou administrativos e trabalhadores operacionais. Nesse sentido, estes primeiros tendem a elevar a média salarial do setor, justificando essa diferença nos prêmios salariais pelo risco entre homens e homens *blue-collars*. Construindo-se uma taxa de acidentes a partir das ocupações dos trabalhadores seria possível evidenciar ainda melhor este aspecto, porém, isto foge do escopo deste trabalho.

O valor estatístico de uma vida estimado para homens *blue-collars* é de R\$1,119 milhão a partir do coeficiente do modelo de efeitos fixos, valor este 118,2% menor que o observado para a amostra restrita a homens. No que diz respeito aos prêmios pela incidência de doenças oriundas da atividade laboral, observa-se que os coeficientes das estimações para homens *blue-collars* não foram significativos. A similaridade destes coeficientes pode estar relacionada à baixa incidência deste tipo de acidente quando se trata dos homens. Possivelmente, nos setores onde há maior ocorrência de doenças originadas pelo desempenho da atividade laboral, a maior parte da mão de obra seja feminina.

Por fim, a última amostra a ser analisada refere-se às mulheres *blue-collar*s (Tabela 6). A variável referente à taxa lesões apresentou um comportamento semelhante à amostra restrita a mulheres, com coeficientes positivos e significativos, reiterando que a exposição a este tipo de risco também é valorizada na forma de maiores salários para os trabalhadores do sexo feminino. Porém, quando se trata de doenças originadas pelo desempenho da atividade laboral, as estimativas para mulheres *blue-collar*s apresentaram impacto negativo nos salários e foram significativas a 1% apenas na estimação por efeitos fixos, reduzindo o poder de análise da compensação salarial por este tipo de risco. A pouca incidência deste tipo de acidente para este grupo restrito de mulheres pode justificar esta baixa significância. O mesmo pode ser observado para os acidentes fatais, em que o coeficiente foi significativo apenas para uma das especificações da estimação por primeiras diferenças.

Com relação aos prêmios salariais pela exposição ao risco de acidentes fatais, os resultados mostram que o coeficiente significativo para mulheres *blue-collar*s é maior que o obtido para a amostra restrita a mulheres, em se tratando da estimativa por primeiras diferenças. Nesse sentido, embora a média salarial para as *blue-collar*s seja 36,46% menor em relação à outra amostra para mulheres, o prêmio salarial por hora para as primeiras é de R\$0,006, semelhante ao observado para a amostra restrita a mulheres (primeiras diferenças). Este resultado mostra que as mulheres que trabalham em setores nos quais a exposição ao risco é iminente são recompensadas em maior magnitude que as mulheres em geral no mercado de trabalho.

Tabela 6 - Estimação da função de salários hedônicos para mulheres *blue-collar*s

VARIÁVEIS	Variável dependente: <i>ln</i> do salário/hora					
	Efeitos fixos			Primeiras diferenças		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Fatal	8,37e-05 (0,000279)		0,000294 (0,000261)			
Lesão	0,00459*** (0,000701)	0,00461*** (0,000696)				
Doença	-0,000642** (0,000319)	-0,000644** (0,000319)				
Δ Fatal				0,000397 (0,000303)		0,000778*** (0,000296)
Δ Lesão				0,00911*** (0,000904)	0,00921*** (0,000898)	
Δ Doença				7,03e-05 (0,000465)	6,14e-05 (0,000465)	
Constante	0,393*** (0,0356)	0,393*** (0,0355)	0,410*** (0,0355)	0,0597*** (0,00137)	0,0597*** (0,00137)	0,0592*** (0,00137)
Controle para Unidades da Federação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para os setores CNAE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
VSL em milhões de R\$						
VSL Fatal	-	-	-	-	-	1,240
VS Lesão	0,073	0,073	-	0,145	0,147	-
VS Doença	-	-	-	-	-	-
Observações	2.413.375	2.413.375	2.413.375	95.676	95.676	95.676
Número de ID	2.244.513	2.244.513	2.244.513	91.722	91.722	91.722
R ²	0,219	0,219	0,217	-	-	-
R ² intra	0,219	0,219	0,217	0,191	0,191	0,187
R ² entre	0,373	0,373	0,371	0,153	0,153	0,149
R ² total	0,371	0,371	0,369	0,156	0,156	0,153

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015 (2017). Erros padrões entre parênteses. Significância estatística das estimativas definidas por: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$. Os controles relacionados a características pessoais dos indivíduos (escolaridade, idade, tenure), quantidade de dias de afastamento do trabalho e tamanho dos estabelecimentos foram suprimidos da tabela, mas estão incluídos nas estimações. O teste de Hausman apresentou os seguintes resultados: $\chi^2(52) = (b-B)'[(V b-V B)^{-1}](b-B) = 2445,58$; Prob $> \chi^2 = 0,0000$. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

O valor estatístico de uma vida para mulheres *blue-collar*s é de R\$1,240 milhão (primeiras diferenças). Este valor é próximo ao observado para as mulheres em geral (R\$1,201 milhão), confirmando a valorização salarial pela exposição ao risco de um acidente fatal para este grupo de mulheres, conforme o mencionado no parágrafo anterior.

Por outro lado, a magnitude dos prêmios para o risco de lesão mostrou-se menor para as mulheres *blue-collar*s em comparação com a outra amostra para mulheres, uma vez que os coeficientes deste controle apresentaram menor impacto nos salários das trabalhadoras. Porém, o prêmio salarial pelo risco de lesão foi menor ao obtido na amostra para mulheres, sendo de R\$0,037 por hora trabalhada, em média, a partir da estimativa obtida por efeitos fixos. Pelas estimativas obtidas pelo modelo de primeiras diferenças, observou-se uma diferença 41,39% contra as mulheres *blue-collar*s, uma vez que o prêmio salarial médio anual para estas últimas é de R\$145 e, para as mulheres em geral, este valor é de R\$205.

Essa menor valorização salarial pelo risco de lesão no caso de mulheres *blue-collar*s se reflete, por conseguinte, nos valores estatísticos. Tais valores são de R\$73 mil a partir das estimativas por efeitos fixos, aumentando para R\$145 mil quando se realiza este cálculo através do coeficiente do modelo em primeiras diferenças. Embora os coeficientes obtidos para o caso de lesões na estimação para mulheres e mulheres *blue-collar*s sejam semelhantes, a diferença salarial média desses grupos (36,46% em favor das mulheres em geral) é o possível fator determinante para esse hiato em termos de compensação salarial pelo risco de lesão, assim como de valor estatístico por lesões.

Os *trade-offs* entre salário e risco estimados apresentaram comportamento diferenciado entre as amostras utilizadas. Em comparação com a amostra completa, os coeficientes da variável de risco de acidentes fatais foram menores quando se restringiu a amostra para homens, excluindo-se profissionais da agricultura, forças armadas e polícia, assim como quando foram analisados apenas os homens *blue-collar*s, ou seja, os riscos para os trabalhadores deste último grupo são menos valorizados na forma de salários que quando se incluem, também, os *white-collar*s. Isto não deixa de ser plausível, pois esta amostra para homens em geral contém trabalhadores de setores administrativos e de gestão das empresas, os quais possivelmente recebem maiores salários que trabalhadores que lidam diretamente com a

parte operacional das empresas. Porém, para as mulheres ocorre o contrário: *blue-collars* são mais valorizadas que as mulheres em geral.

O valor estatístico de uma vida obtido para o Brasil foi de R\$3,294 milhões, a partir da estimativa do modelo de efeitos fixos. Este VSL é próximo do encontrado por Lavetti e Schmutte (2016) também para o Brasil, no qual os autores estimaram em R\$2,85 milhões a preços de 2003. Para os homens, o VSL foi de R2,442 milhões de acordo com a estimativa obtida por efeitos fixos, enquanto para as mulheres, o VSL foi menor, em média, registrando-se R\$1,088 milhão. Estes resultados também se aproximam do VSL obtido por Lavetti e Schmutte (2016) para os homens no Brasil, que foi entre R\$3,81 e R\$3,86 milhões a preços de 2003. Ou seja, isto mostra que as estimativas do VSL geradas pelo modelo de efeitos fixos apresentam, além de consistência estatística, consonância com os VSL's encontrados na literatura.

Por outro lado, o valor estatístico de uma vida seguiu um comportamento distinto para os *blue-collars*. Para os homens *blue-collars*, o VSL foi de R\$1,119 milhão, ou seja, 118,2% menor que o obtido para os homens em geral. Já para as mulheres *blue-collars*, o VSL foi de R\$1,240 milhão (primeiras diferenças), 3,24% maior que o encontrado para a amostra restrita às mulheres em geral. Este último resultado corrobora com o encontrado por Viscusi (2004), embora o autor destaque que, em tese, trabalhadores que se auto selecionam a empregos *blue-collars* deveriam ter um valor da vida menor.

Convertendo-se estes VSL's em dólares e comparando-os com os VSL's médios calculados para vários países, apresentados na meta análise realizada por Viscusi e Masterman (2017), observa-se que o VSL médio obtido para o Brasil, a partir da amostra completa, que é de \$0,860 milhão,¹⁰ está abaixo do VSL médio de países como Coréia do Sul (\$1,509 milhão para o ano de 1999), Canadá (\$2,168 milhões para os anos 1981 a 1985), e está muito aquém dos VSL's médios de países desenvolvidos como Reino Unido (\$41,964 milhões para os anos de 1979 a 1983) e Austrália (\$22,007 para os anos de 1992 a 1993), por exemplo. Destaca-se o baixo VSL médio brasileiro em comparação com o Chile, no qual o valor médio obtido para o ano de 2006 foi de \$10,827 milhões, ou seja, mais de dez vezes menor. Cabe salientar que se tais valores apresentados fossem trazidos a valor

¹⁰ Valor obtido através da cotação do Real frente ao Dólar em dezembro de 2015.

atual, assim como foi realizado para o VSL médio do Brasil, possivelmente estas diferenças aumentariam.

5. Considerações Finais

O presente artigo buscou analisar os diferenciais salariais compensatórios para os empregos de risco no Brasil, assim como calcular o valor estatístico de uma vida (VSL) para diferentes grupos de trabalhadores. Os resultados mostraram-se robustos tanto do ponto de vista econométrico quanto econômico, uma vez que os devidos cuidados nas estimações dos modelos foram tomados para que a precisão das estimativas do VSL fosse alcançada. Nesse sentido, ressalta-se que as estimativas para acidentes fatais foram significativas em todas as especificações, mesmo quando as variáveis de acidentes não fatais (lesão e doença) foram incluídas nos modelos.

A estimação da função de salários hedônicos, a partir de dados em painel, mostrou-se essencial para solucionar o viés causado por características não observadas invariantes no tempo, as quais estimações por modelos empílicos não corrigem. Esta constatação é importante, pois conforme ressaltam Kniesner, Viscusi e Ziliak (2014), diferenças individuais específicas não observadas, relacionadas à segurança e às preferências frente ao risco, são influências mais fortes na regressão de salários hedônicos que características não observadas relativas apenas à produtividade.

De fato, isto mostra a relevância de se especificar o cálculo do valor estatístico de uma vida, principalmente em relação aos gêneros, de modo a elucidar as heterogeneidades existentes no que diz respeito às características dos trabalhadores, uma vez que mulheres e homens podem ter preferências diferentes por amenidades nos empregos, incluindo segurança no local de trabalho, e isso pode ajudar a explicar parte do hiato observado nos ganhos do trabalho em favor dos homens. De acordo com os resultados obtidos neste artigo, foi possível observar que a maior ocorrência de acidentes fatais entre os homens no ambiente de trabalho em relação às mulheres, aliada a maior média salarial dos homens, refletiu-se, também, em VSL's médios maiores para os homens.

Cabe salientar que os resultados do VSL obtidos para as mulheres *blue-collar*s não forneceram a robustez necessária para que se fossem realizadas inferências a seu respeito. Dessa forma, dada a imprecisão das estimativas, é prudente não considerar este resultado. Na Tabela 7 são apresentados os VSL's calculados neste trabalho.

Tabela 7 – Valores estatísticos de uma vida para diferentes características de trabalhadores brasileiros

	VSL em milhões de Reais
Amostra completa (todos os trabalhadores)	3,294
Homens	2,442
Mulheres	1,088
Homens <i>blue-collar</i> s	1,119
Mulheres <i>blue-collar</i> s	-

Fonte: Elaboração própria. Resultados da pesquisa. Nota: valores definidos a preços de 2015.

É importante ressaltar que apenas foram apresentadas as estatísticas dos acidentes do trabalho sem que se faça qualquer tipo análise qualitativa das condições de trabalho de cada um dos setores, assim como dos fatores que culminam nestes números, uma vez que foge do escopo do trabalho. Salienta-se, também, que acidentes não relacionados ao desempenho da atividade laboral podem ocorrer no ambiente de trabalho. Porém, os dados utilizados não fazem esta distinção, conseqüentemente, os modelos econométricos são incapazes de captar estas diferenças. Entretanto, pesquisas futuras que analisem especificamente estes setores poderão colaborar para esta discussão que ainda é muito incipiente na literatura brasileira.

Referências

- Aldy, Joseph E., e W. Kip Viscusi. 2008. “Adjusting the Value of a Statistical Life for Age and Cohort Effects”. *The Review of Economics and Statistics* 90, no. 3: 573–81. <https://doi.org/10.1162/rest.90.3.573>.
- Anuário Estatístico de Acidentes do Trabalho: AEAT 2015 / Ministério da Fazenda ... [et al.]. – vol. 1 (2009) – . – Brasília : MF, 2015. 991 p.
- Borjas, George J. 2015. *Labor Economics*. 7 edition. New York, NY: McGraw-Hill Education.
- Brasil. *Lei nº 5.452*, de 1º de maio de 1943. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/Del5452.htm>. Acesso em: 15 fev. 2018.
- Brasil. *Lei nº 8.213*, de 24 de julho de 1991. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L8213cons.htm>. Acesso em: 15 jan. 2019.
- Cahuc, Pierre, Stéphane Carcillo, e André Zylberberg. 2014. *Labor Economics*. Traduzido por William McCuaig. Second edition. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Dorman, Peter, e Paul Hagstrom. 1998. “Wage Compensation for Dangerous Work Revisited”. *ILR Review* 52, no. 1: 116–35.
- Kim, Seung-Wook, e Price V. Fishback. 1999. “The Impact of Institutional Change on Compensating Wage Differentials for Accident Risk: South Korea, 1984–1990”. *Journal of Risk and Uncertainty* 18, no. 3: 231–48. <https://doi.org/10.1023/A:1007845328093>.
- Kniesner, Thomas J., W. Kip Viscusi, Christopher Woock, e James P. Ziliak. 2011. “The Value of a Statistical Life: Evidence from Panel Data”. *The Review of Economics and Statistics* 94, no. 1: 74–87. https://doi.org/10.1162/REST_a_00229.
- Kniesner, Thomas J., W. Kip Viscusi, e James P. Ziliak. 2010. “Policy Relevant Heterogeneity in the Value of Statistical Life: New Evidence from Panel Data Quantile Regressions”. *Journal of Risk and Uncertainty* 40, no. 1: 15–31. <https://doi.org/10.1007/s11166-009-9084-y>.
- . 2014. “Willingness to Accept Equals Willingness to Pay for Labor Market Estimates of the Value of a Statistical Life”. *Journal of Risk and Uncertainty* 48, no. 3: 187–205. <https://doi.org/10.1007/s11166-014-9192-1>.
- Lanfranchi, Joseph, Henry Ohlsson, e Ali Skalli. 2002. “Compensating wage differentials and shift work preferences”. *Economics Letters* 74, no. 3: 393–98. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(01\)00573-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(01)00573-0).
- Lavetti, Kurt, e Ian Schmutte. 2016. “Estimating Compensating Wage Differentials with Endogenous Job Mobility”. *Labor Dynamics Institute*, agosto. <http://digitalcommons.ilr.cornell.edu/ldi/29>.
- Leeth, John D., e John Ruser. 2003. “Compensating Wage Differentials for Fatal and Nonfatal Injury Risk by Gender and Race”. *Journal of Risk and Uncertainty* 27, no. 3: 257–77. <https://doi.org/10.1023/A:1025845310801>.
- Madheswaran, S. 2007. “Measuring the Value of Statistical Life: Estimating Compensating Wage Differentials among Workers in India”. *Social Indicators Research* 84, no. 1: 83–96. <https://doi.org/10.1007/s11205-006-9076-0>.
- Ministério do Trabalho. *Relação Anual de Informações Sociais – RAIS*. Disponível em: <http://www.rais.gov.br/sitio/index.jsf>. Acesso em: 10 dez 2017.
- Moore, Michael J., e W. Kip Viscusi. 1988. “The Quantity-Adjusted Value of Life”. *Economic Inquiry* 26, no.3: 369–88. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1988.tb01502.x>.
- Rosen, Sherwin. 1974. “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”. *Journal of Political Economy* 82, no. 1: 34–55.
- Siebert, W. S., e X. Wei. 1994. “Compensating Wage Differentials for Workplace Accidents: Evidence for Union and Nonunion Workers in the UK”. *Journal of Risk and Uncertainty* 9, no. 1: 61–76. <https://doi.org/10.1007/BF01073403>.
- Smith, Adam. 2008. *Wealth of Nations*. Organizado por Kathryn Sutherland. Edição: Reprint. Oxford; New York: Oxford University Press, USA.

Thaler, Richard, e Sherwin Rosen. 1976. "The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market". NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc. <https://econpapers.repec.org/bookchap/nbrnberch/3964.htm>.

Viscusi, W. Kip. 2004. "The Value of Life: Estimates with Risks by Occupation and Industry". *Economic Inquiry* 42, no.1: 29–48. <https://doi.org/10.1093/ei/cbh042>.

Viscusi, W. Kip, e Clayton Masterman. 2017. "Anchoring Biases in International Estimates of the Value of a Statistical Life". *Journal of Risk and Uncertainty* 54, no. 2: 103–28. <https://doi.org/10.1007/s11166-017-9255-1>.

Viscusi, W. Kip, e Michael J. Moore. 1987. "Workers' Compensation: Wage Effects, Benefit Inadequacies, and the Value of Health Losses". *The Review of Economics and Statistics* 69, no. 2: 249–61. <https://doi.org/10.2307/1927232>.

Viscusi, W. Kip, e Charles J. O'Connor. 1984. "Adaptive Responses to Chemical Labeling: Are Workers Bayesian Decision Makers?" *The American Economic Review* 74, no. 5: 942–56.

Wooldridge, Jeffrey M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Second edition. Cambridge, Mass: MIT Press.

Ziliak, James P., e Thomas J. Kniesner. 1998. "The Importance of Sample Attrition in Life Cycle Labor Supply Estimation". *The Journal of Human Resources* 33, no. 2: 507–30. <https://doi.org/10.2307/146439>.

Tabela A1 - Média de acidentes anuais por setor no Brasil entre 2012 e 2015.

Setores CNAE	Tipo de acidente											
	2012			2013			2014			2015		
	Fatal ¹	Lesão ²	Doença ³	Fatal	Lesão	Doença	Fatal	Lesão	Doença	Fatal	Lesão	Doença
Agricultura, Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura	6,2543	6,4071	1,5358	1,5217	6,4215	1,0804	5,8465	6,5626	1,3374	6,0629	5,8431	1,2202
Indústrias Extrativas	5,9517	6,9635	1,9641	5,9855	7,8410	1,6161	0,0000	7,2824	1,0065	0,0000	7,4215	1,3494
Indústrias de Transformação	2,5288	8,6720	2,2523	3,4777	8,6178	2,2014	2,2184	8,2763	2,4897	2,8120	7,9842	2,3546
Eleticidade e gás	0,0000	5,8965	2,2782	13,1822	4,7456	3,1637	0,0000	6,3633	0,9683	26,2330	6,1647	0,9182
Água, esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação	13,3494	17,4432	32,7059	0,0000	12,2951	1,9390	0,0000	10,0219	1,7322	4,3743	12,7728	24,6708
Construção	6,5704	5,6036	1,2202	2,2591	5,1926	2,1655	3,6634	5,3577	1,7828	3,8947	5,6509	1,4835
Comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas	2,1513	4,4115	1,4589	2,3317	4,3658	1,0493	2,6794	4,1186	1,2287	2,5424	4,0290	1,1788
Transporte, Armazenagem e Correio	9,6484	8,1841	2,2248	9,6315	7,7789	2,2152	7,3388	7,6848	2,4637	8,8148	7,2116	2,0549
Alojamento e alimentação	5,9031	4,3289	1,5479	1,3100	4,1330	1,0676	1,1677	3,9117	1,4771	1,1981	3,6723	1,3419
Informação e Comunicação	0,0000	2,9961	1,3213	3,2104	3,1141	1,3644	1,4931	2,8667	0,6570	4,7234	2,7868	0,5038
Atividades financeiras, de seguros e serviços relacionados	0,0000	4,5102	3,0963	0,0000	5,4812	3,3474	0,0000	5,3892	2,2499	0,0000	4,9100	3,5269
Atividades imobiliárias	0,0000	4,9360	1,4103	9,7295	3,5026	1,6540	8,6237	4,1394	1,4660	0,0000	3,6481	1,3897
Atividades profissionais, científicas e técnicas	0,0000	2,4723	1,2002	3,7065	2,8046	0,9761	0,0000	2,3014	1,0321	0,0000	2,6646	1,1154
Atividades Administrativas e serviços complementares	2,7940	3,3935	1,4681	3,1567	3,3777	1,4205	2,2113	3,2702	1,7199	1,0652	3,0997	1,7176
Administração pública, defesa e seguridade social	0,7449	1,9051	3,0169	0,7826	2,1110	3,0247	0,8967	1,9189	2,9895	0,7257	1,6583	2,7161
Educação	0,8791	1,3538	1,3451	0,0000	1,2731	1,0521	1,5637	1,5012	1,3292	0,7727	1,4990	1,3908
Saúde humana e serviços sociais	0,0000	3,9890	2,1516	0,7810	4,1082	1,7807	1,4036	4,0004	2,5757	0,0000	3,5962	1,9391
Artes, cultura, esporte e recreação	5,9368	2,9684	2,8497	0,0000	3,5188	1,4314	5,3172	3,7220	2,2332	10,6650	3,3061	0,9598
Outras atividades de serviços	1,1478	3,1910	1,6973	2,4696	3,2105	1,4694	2,3256	3,0581	1,6977	4,7773	2,6156	1,3854
Serviços domésticos	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	3,0211	0,0000	7,8534	0,0000	0,0000	2,8490	0,0000
Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais	0,0000	12,6050	8,4034	0,0000	19,9430	0,0000	0,0000	5,2219	2,6110	0,0000	0,0000	2,2026
Total	2,9730	4,8678	2,0838	2,5864	4,8180	1,8054	2,4439	4,6048	1,9310	2,5494	4,3821	1,9364

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS de 2012 a 2015.

Tabela A2 - Média de acidentes anuais por gênero entre os anos de 2012 e 2015

Gênero	Tipo de acidente											
	2012			2013			2014			2015		
	Fatal ¹	Lesão ²	Doença ³	Fatal	Lesão	Doença	Fatal	Lesão	Doença	Fatal	Lesão	Doença
Mulheres	1,7680	3,7315	2,0342	1,6112	3,7592	1,7691	1,7102	3,5811	1,9279	1,5493	3,3911	1,8700
Homens	3,8090	5,6562	2,1182	3,2932	5,5746	1,8314	2,9740	5,3443	1,9332	3,2884	5,1145	1,9854
Total	2,9730	4,8678	2,0838	2,5864	4,8180	1,8054	2,4439	4,6048	1,9310	2,5494	4,3821	1,9364

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS de 2012 a 2015. Nota: 1 - Taxa de acidentes fatais para cada 100.000 trabalhadores. 2 - Taxa de lesões para cada 1.000 trabalhadores. 3 - Taxa de doenças para cada 1.000 trabalhadores.