

O VALOR ESTATÍSTICO DE UMA VIDA: ESTIMATIVAS PARA O BRASIL

Rafael Mesquita Pereira*
Alexandre Nunes de Almeida**
Cristiano Aguiar de Oliveira***

RESUMO

A teoria dos salários hedônicos estabelece que salários heterogêneos surgem naturalmente em um mercado de trabalho competitivo que possui diferentes níveis de risco (à saúde, de morte, etc.). Haveria, portanto, um mercado implícito capaz de compensar os trabalhadores empregados em atividades com maior risco. Este artigo busca estimar os diferenciais compensatórios recebidos pelos trabalhadores brasileiros utilizando-se um painel de dados individuais construído a partir do Registro Anual de Informações Sociais (RAIS) no período 2012 a 2015. Para este fim, primeiramente, se constrói 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, juntamente com o cálculo do Valor Estatístico de uma Vida (VSL) para cada caso. Os resultados mostram que para os homens, o VSL varia entre R\$4,453 milhões e R\$5,195 milhões, enquanto que para as mulheres, o VSL oscila entre R\$2,354 milhões e R\$3,424 milhões. 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 do trabalho; Empregos de risco; Dados em painel.

ABSTRACT

The theory of hedonic wages establishes that heterogeneous wages naturally arise in a competitive labor market that has different levels of risk (health, death, etc.). Therefore, there would be an implicit market capable of compensating workers employed in activities with greater risk. This article seeks to estimate the compensatory differentials received by Brazilian workers using a panel of individual data constructed from the Annual Social Information Register (RAIS) in the period 2012 to 2015. To this end, variables related to (fatal, injury and illness) for the subclasses of the National Classification of Economic Activities (CNAE) and estimate the function of hedonic wages for different worker samples, together with the calculation of the Statistical Value of a Life (VSL) for each case. The results show that for men, VSL varies between R\$ 4,453 million and R\$ 5,195 million, while for women, VSL ranges from R\$ 2,354 million to R\$ 3,424 million. In addition, it can be seen that the average VSL calculated for Brazil is well below that obtained for most countries, including developing countries.

Key words: Value of a Statistical Life; Compensating wage differentials, Occupational accidents; Risky jobs; Panel data.

CLASSIFICAÇÃO JEL: C33; J17; J31; K32.

Área 13 - Economia do Trabalho

*Doutorando em Economia Aplicada na ESALQ (USP). Professor Assistente da Universidade Federal do Rio Grande (FURG). Contato: rafaelmesquita@furg.br.

**Doutor em Economia pela Agricultural and Resource Economics da University of Connecticut (EUA). Professor Associado da ESALQ (USP). Contato: alex.almeida859@gmail.com.

*** Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS e Professor Adjunto da Universidade Federal do Rio Grande – FURG. Contato: cristiano.oliveira@furg.br.

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, podemos classificar os empregos como aqueles que possuem um ambiente de trabalho seguro, no qual a possibilidade do trabalhador sofrer algum acidente fatal ou uma lesão é muito pequena ou irrisória, e aqueles em que o risco de ocorrer um destes tipos de acidentes do 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, houveram 2502 óbitos ocasionados por acidentes do trabalho.

Estes dados mostram que há um claro desestímulo para trabalhar em setores onde os riscos de lesão ou de morte são elevados em comparação a aqueles em que estes riscos são ínfimos ou até nulos. Para explicar a existência 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; ROSEN, 1976). Isto é, empregos com maiores riscos sugerem salários maiores. Assim, surge o diferencial salarial compensatório, buscando compensar os trabalhadores pelas características não salariais dos empregos (SMITH, 2008). 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) dos 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.

Supondo 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, em que os agentes entram e saem do mercado. Em equilíbrio, quando todos os empregos são igualmente propensos a acidentes, a oferta é principalmente determinada pela desutilidade dos empregos, na qual varia entre os indivíduos. Ou seja, os trabalhadores diferem em suas preferências (podem ser avessos ou amantes ao risco) pelas características dos empregos, assim como as empresas diferem nas condições de trabalho que oferecem.

Segundo Dorman e Hagstrom (1998), se os trabalhadores têm funções de utilidades 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.

Teoricamente¹, o bem-estar de um indivíduo, sob estas condições, pode ser representado por uma função $u(R, e, \theta)$, em que R é igual ao salário w quando o trabalhador está empregado e igual a zero

¹ Ver Cahuc, Carcillo e Zylberberg (2014).

quando ele não está. O parâmetro e mede o esforço (ou o desinteresse) a cada um dos empregos. Assume-se que este desinteresse é igual em todos os empregos, e sem qualquer perda de generalidade, será assumido que o parâmetro e é igual a 1 se existe um contrato de trabalho e zero, se não. O parâmetro $\theta \geq 0$ representa a desutilidade (ou o custo de oportunidade) do emprego por parte do indivíduo. Dessa forma, quando θ for baixo, os trabalhadores aceitam mais facilmente as dificuldades do emprego e, quando for alto, eles irão resistir mais a estas dificuldades. Então, de acordo com os parâmetros analisados, a função de utilidade dos agentes terá uma forma linear igual a diferença entre renda e custo de oportunidade do trabalho, com a seguinte especificação: $u(R, e, \theta) = R - e\theta$.

Sob a hipótese de livre entrada, as firmas criarão empregos até o ponto em que a possibilidade de lucro é descartada. Uma vez que os lucros das firmas sejam iguais a $y - w$ para qualquer emprego, a demanda por trabalho é infinita se $y < w$, está entre zero e infinito se $y = w$ e é zero se $y > w$. Em resumo, apenas os indivíduos nos quais o custo de oportunidade θ é menor que o salário w decidirão trabalhar.

Entretanto, conforme salientado anteriormente, existe uma heterogeneidade em relação às características dos empregos, relacionadas, por exemplo, ao risco de acidentes no ambiente de trabalho. Os agentes, nesse caso, se importam se o emprego que estão vislumbrando possui risco ou é seguro, de modo que, então, a utilidade desses trabalhadores será uma função não somente do salário, mas também do risco de lesão no trabalho². Assim, assumindo-se um trabalhador racional, é possível presumir que ele irá preferir salários mais altos a mais baixos, resultando em uma utilidade marginal da renda positiva. Por outro lado, sendo a segurança um bem normal (THALER; ROSEN, 1976; KNIESNER; VISCUSI; ZILIAK, 2010), é plausível assumir que o risco é “ruim”, o que resulta em uma utilidade marginal do risco negativa.

Sob estas condições, se e é uma medida de risco de acidente, por exemplo, é possível reduzir este risco diminuindo-se a intensidade do trabalho ou melhorando as condições de trabalho dos trabalhadores para obter-se o mesmo resultado de equilíbrio. Então, o parâmetro e deixa de ser 0 ou 1 e assume valores positivos de acordo com o nível de risco do emprego. Assim, a produtividade de todo o tipo de emprego torna-se uma função crescente e côncava do esforço e , de modo que $y = f(e)$, com $f'(e) > 0$, $f''(e) < 0$ e $f(0) = 0$, em que um trabalhador com informação completa sobre todos os riscos dos empregos, capaz de conseguir diferenciá-los, estará apto a escolher aquele que lhe dê maior satisfação.

Porém, é importante salientar que, conforme ressaltam Thaler e Rosen (1976), a segurança no trabalho é positivamente relacionada com o preço da segurança, logo, quanto mais seguro o ambiente de trabalho, mais caro é a segurança. E este valor mais caro da segurança pode impactar negativamente na formação do salário do mercado.

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 $\Delta\hat{w} = \hat{w}_1 - w_0$. 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 submeter-se a este risco compense. Conforme acrescentam Viscusi e Moore (1987), uma larga porção dos diferenciais salariais compensatórios para empregos de risco é para aspectos não monetários da perda potencial.

Segundo Thaler e Rosen (1976), indivíduos têm diferentes atitudes em relação ao risco e diferentes capacidades físicas para lidar com situações que envolvam algum tipo de risco. Além disso, eles podem responder de maneiras diferentes ao risco dependendo se estão vendo a possibilidade de lesão no ambiente de trabalho como uma violação de sua autonomia pessoal (MOORE; VISCUSI, 1988). Voluntariamente, eles aceitam muitos riscos de morte e lesão que não são inerentes ao seu dia-a-dia por não saber que poderiam tê-los evitado através de um gasto de seus próprios recursos. Nesse sentido, o mercado de trabalho pode ser visto como o fomentador de um mecanismo implícito de negociação em risco (e outros atributos), variando de um emprego para outro (THALER; ROSEN, 1976).

Dessa forma, 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

²Ver Borjas (2015).

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 aumento do risco com os retornos monetários na forma de altos salários.

Em tese, as predições a cerca 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 . Então, a equação a ser estimada possui a seguinte especificação (CAHUC; CARCILLO; ZYLBERBERG, 2014):

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

Nesta expressão, a e β são os vetores dos parâmetros a ser estimados e ε é o termo de erro com média zero e normalmente distribuído. O vetor x de características pessoais inclui, normalmente, 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 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 ínfima. E há um consenso de que existe uma relação positiva entre salários e risco de acidentes do trabalho, indiferente do tipo de risco (MOORE; VISCUSI, 1988; SIEBERT; WEI, 1994; KIM; FISHBACK, 1999; LANFRANCHI; OHLSSON; SKALLI, 2002; LEETH; RUSER, 2003; LAVETTI; SCHMUTTE, 2016). Ou seja, trabalhadores que estão expostos a riscos de acidentes do trabalho recebem maiores salários.

A partir destas correlações é possível calcular o Valor Estatístico de uma Vida (VSL)³. 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; 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 da seguinte forma (VISCUSI; MASTERMAN, 2017):

$$VSL = \hat{e} x \overline{\text{salário}} \quad (2)$$

em que $\overline{\text{salário}}$ consiste na média salarial da amostra, e \hat{e} é o valor estimado do vetor de características não salariais do emprego, que aqui está sendo representada pela probabilidade de acidentes no trabalho.

Também, existem outros aspectos importantes a serem observados quando se analisa o VSL. Um deles é a idade, uma vez que, conforme Aldy e Viscusi (2008), o VSL atinge seu pico no nascimento do indivíduo e declina progressivamente depois, pois trabalhadores mais velhos valorizam menos os riscos para as suas vidas. Jovens trabalhadores, ao aceitar um emprego de risco, arriscam vidas inteiras de consumo futuro e têm muito mais a perder que os velhos colegas, ou seja, o preço de oferta de empregos

³Value of Statistical Life.

de risco deve cair com a idade. Ademais, Thaler e Rosen (1976) acrescentam que firmas oferecem menores prêmios pelo risco para os mais velhos que para os mais jovens. Estas hipóteses são confirmadas por Aldy e Viscusi (2008), ao evidenciarem que o VSL toma a forma de U-invertido com respeito à idade em toda a população analisada em seu trabalho. Adicionalmente, os autores mostram que o VSL tende a aumentar com o aumento da renda ao longo tempo e da longevidade, refutando parcialmente a hipótese de Thaler e Rosen (1976).

Viscusi (2004) estimou o VSL a partir das ocupações e indústrias nas quais os trabalhadores estavam inseridos, uma vez que sugere a existência de 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 do VSL. Já Viscusi e O'Connor (1984) 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, 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 da vida (VISCUSI; MOORE, 1987; MOORE; VISCUSI, 1988; SIEBERT; WEI, 1994; DORMAN; HAGSTROM, 1998; KIM; FISHBACK, 1999; LANFRANCHI; OHLSSON; SKALLI, 2002; LEETH; RUSER, 2003; VISCUSI, 2004; MADHESWARAN, 2007; ALDY; VISCUSI, 2008; KNIESNER; VISCUSI; ZILIAK, 2010; KNIESNER; VISCUSI; ZILIAK, 2014; LAVETTI; SCHMUTTE, 2016; VISCUSI; MASTERMAN, 2017). Entretanto, na literatura nacional não há, ao que se sabe, contribuições nesse sentido, o que confere certa relevância a este 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 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, assim como será calculado o Valor Estatístico de uma Vida para diferentes grupos de trabalhadores.

Este trabalho pretende preencher uma lacuna existente no que diz respeito a estimativas do Valor Estatístico de uma Vida com medidas de risco de acidentes do trabalho para cada setor no Brasil, dado que, até o momento, não encontrou-se registros na literatura nacional de estudos com esta abordagem. Ademais, a utilização de dados longitudinais (painel) permite eliminar todos efeitos individuais invariantes no tempo, o que confere relativa importância às estimações em termos do viés do VSL caso tais efeitos sejam ignorados econometricamente (KNIESNER *et al.*, 2011).

Além desta introdução, o artigo está organizado da seguinte maneira. A segunda seção apresenta os acidentes do trabalho por setores. A terceira seção é referente à 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 da vida. Por fim, a seção cinco apresenta as considerações finais.

2 ACIDENTES DO TRABALHO POR SETOR

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 as 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 consideram-se “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 1229 grupos, ou seja, uma taxa para cada uma das subclasses da CNAE.

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 EUA⁴. 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. A Tabela 1 apresenta a taxa de acidentes por setor no Brasil.

Com relação aos acidentes fatais no período entre os anos de 2012 à 2015, observa-se que alguns setores mantêm uma média anual de ocorrências, como é o caso da Agricultura, Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura, o qual apresenta uma média de aproximadamente cinco acidentes fatais a cada 100000 trabalhadores por ano, e o setor de Transporte, Armazenagem e Correio, que registra quase nove acidentes fatais por ano, em média. Alguns setores também apresentam taxas elevadas em alguns períodos, como é o caso dos setores da Indústria Extrativa, Eletricidade e gás, Atividades imobiliárias e Artes, cultura, esporte e recreação, porém, não com a constância dos setores destacados anteriormente. É importante ressaltar que é possível que eventos esporádicos (acidentes em massa, catástrofes etc.) ocorram e, assim, superestimem as taxas de acidentes em alguns períodos para determinados setores. Tal situação é provável, também, para o caso de lesões e doenças.

Tabela 1 – 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
Eletricidade 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

⁴ Esta nota metodológica pode ser obtida em <https://www.bls.gov/iif/oshnotice10.htm>.

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	1,6873	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. 1 - Taxa de acidentes fatais para cada 100000 trabalhadores. 2 - Taxa de lesões para cada 1000 trabalhadores. 3 - Taxa de doenças para cada 1000 trabalhadores.

Em se tratando de lesões no mesmo período analisado anteriormente, destaca-se o setor de Água, esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação, que apresenta uma média de 13 lesões no ambiente de trabalho a cada 1000 trabalhadores por ano. A Indústria da Transformação é outro setor que apresenta um número elevado de lesões no trabalho, apresentando uma média de oito acidentes que resultam em lesão a cada 1000 trabalhadores. O setor de Transporte, Armazenagem e Correio, da mesma forma como ocorre em relação aos acidentes fatais, também exerce um protagonismo no que diz respeito às lesões no trabalho, registrando uma média de sete lesões a cada 1000 trabalhadores. Destaca-se, também, o elevado número de ocorrências de acidentes deste tipo nos setores de Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais, Indústria Extrativa, Eletricidade e gás, e Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura.

As doenças obtidas através do exercício da atividade laboral apresentam ocorrência constante, no período de análise, nos setores de Atividades financeiras, de seguros e serviços relacionados, e Administração pública, defesa e seguridade social. Nestes setores são registrados, em média, três afastamentos por motivo de doenças adquiridas no trabalho a cada 1000 trabalhadores por ano. Outros setores, tais como Água, esgoto, atividades de gestão de resíduos e descontaminação e Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais também se destacam, porém não apresentam a mesma constância que os primeiros mencionados.

Outra questão a ser destacada diz respeito às diferenças de ocorrências acidentes do trabalho entre os gêneros. Para elucidar esta situação, a Tabela 2 apresenta a média dos três tipos de acidentes do trabalho que estão sendo abordados para cada gênero. Como se pode observar, as ocorrências de acidentes fatais no ambiente de trabalho são, praticamente, o dobro em homens em relação às mulheres em todo o período analisado. No caso das lesões, os registros deste tipo em homens é 50% maior que em mulheres, em média. Em se tratando de doenças, há uma paridade na taxa de ocorrências entre os gêneros.

Tabela 2 – 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	3,2832	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.

1 - Taxa de acidentes fatais para cada 100000 trabalhadores.

2 - Taxa de lesões para cada 1000 trabalhadores.

3 - Taxa de doenças para cada 1000 trabalhadores.

Entretanto, para verificar estas hipóteses, é preciso realizar-se a estimação da função de salários hedônicos. Assim, a próxima seção apresenta a estratégia metodológica utilizada para analisar os

diferenciais salariais compensatórios e o valor estatístico de uma vida, assim como os dados e as estatísticas descritivas das variáveis componentes dos modelos econométricos.

3 METODOLOGIA

A presente seção apresenta os procedimentos econométricos que serão utilizados neste trabalho, assim como a base de dados e suas respectivas variáveis.

3.1 Estratégias econométricas

A estimação da função de salários hedônicos segue a abordagem da estrutura padrão para dados em painel. Segundo Kniesner, Viscusi e Ziliak (2010), o conceito de valor estatístico da vida baseado em estimativas econométricas do *trade-off* entre salários e riscos de acidentes fatais já é bem estabelecido na literatura. Nesse sentido, este *trade-off* hedônico, para um trabalhador i ($i = 1, \dots, N$) no setor ou ocupação j ($j = 1, \dots, J$) ao tempo t ($t = 1, \dots, T$), é descrito da seguinte forma:

$$\ln w_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 LES\tilde{A}O_{ijt} + \beta_2 DOEN\tilde{C}A_{ijt} + \beta_3 FATAL_{ijt} + \beta_4 X_{ijt} + \beta_5 Z_{ijt} + c_i + u_{ijt} \quad (3)$$

em que $\ln w_{ijt}$ é o logaritmo natural do salário/hora, $LES\tilde{A}O_{ijt}$ é a taxa específica de lesão para cada subseção da CNAE, $DOEN\tilde{C}A_{ijt}$ é a taxa específica de doença para cada subseção, $FATAL_{ijt}$ é a taxa específica de acidentes fatais para cada subseção, X_{ijt} é um vetor que contém variáveis referentes a características socioeconômicas dos trabalhadores (idade, idade ao quadrado, escolaridade, gênero, etnia, tempo de serviço no emprego) e Z_{ijt} 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. c_i é um fator não observado que afeta w_{ijt} que não é sistematicamente relacionado às variáveis explicativas observáveis cujos efeitos são de interesse (WOOLDRIDGE, 2010). Por fim, u_{ijt} é o termo de erro do modelo.

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; 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. Segundo Kniesner et al. (2011), 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 de 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, conforme acrescenta Wooldridge (2010). Dessa forma, o modelo em primeiras diferenças elimina efeitos invariantes no tempo a partir da estimação da mudança no equilíbrio hedônico ao longo do tempo, sendo descrito segundo a seguinte especificação:

$$\Delta \ln w_{ijt} = \beta_1 \Delta LES\tilde{A}O_{ijt} + \beta_2 \Delta DOEN\tilde{C}A_{ijt} + \beta_3 \Delta FATAL_{ijt} + \Delta X_{ijt} + \Delta Z_{ijt} + \Delta u_{ijt} \quad (4)$$

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 (4) relativos a 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 da 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 100000 trabalhadores, o VSL ao nível de salários w e horas anuais de trabalho h , é:

$$\widehat{VSL} = [\widehat{\beta}_1 \times w \times h \times 100000] \quad (5)$$

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 (5) sofre uma simples alteração relativa à escala de sua construção, fazendo com que o valor estatístico para lesões e doenças sejam obtidos da seguinte forma:

$$VSL_{\widehat{Lesão}} = [\widehat{\beta}_2 \times w \times h \times 1000] \quad (6)$$

$$VSD_{\widehat{Doença}} = [\widehat{\beta}_3 \times w \times h \times 1000] \quad (7)$$

3.2 Dados

As análises empíricas considerarão uma série de diferentes equações para três 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. 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 vários tipos de modelos econométricos, visando o alcance daquele que fornece o melhor ajuste, logo, uma melhor estimativa das variáveis de interesse do estudo.

Em geral, todas as amostras utilizadas receberam alguns ajustes. Primeiramente, 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 deflacionada⁵, 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 mulheres⁶, conforme foi observado na seção anterior. 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

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

⁶ Valores observados a partir dos dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015.

trabalhadores, no dever ativo de suas funções, estão submetidos a maiores riscos de acidentes que os demais.

O "salário/hora" é elaborado a partir da divisão do salário médio nominal recebido pelo trabalhador pelas horas trabalhadas por semana vezes 4,2 (baseado em um mês de 30 dias divididos pelos sete dias da semana). Como se pode observar, os salários recebidos pelos homens é 15,6% maior que os das mulheres. Em relação à amostra completa, o salário médio recebido pelos homens é 5,6% maior quando comparado com os trabalhadores em geral (homens e mulheres).

A escolaridade medida pelos seus níveis mostra que as mulheres possuem maior média que os homens. As mulheres, também, permanecem mais tempo nos empregos que os homens, em média. Por fim, a amostra completa é composta basicamente por homens e brancos. Esse perfil com relação à etnia dos trabalhadores se mantém para as demais amostras.

A variável "Tenure" se refere ao tempo (medido em meses) em que o trabalhador está em seu emprego atual. Como se pode observar, no período analisado, as mulheres ocupam o mesmo emprego, em média, três meses a mais que os trabalhadores em geral (amostra completa). Já os homens estão no mesmo emprego três meses a menos que a média dos trabalhadores como um todo.

A inclusão de variáveis para atividades com taxa de acidente fatal, lesão ou doença iguais a zero tem o objetivo de isolar seus efeitos nos salários em relação àquelas que possuem estas taxas maiores que zero. Isto é importante porque, conforme Lavetti e Schmutte (2016), trabalhadores com maior remuneração tendem a estar empregados em empregos menos arriscados e os estabelecimentos de maior remuneração também oferecem empregos menos arriscados. Madheswaran (2007) acrescenta que os altos salários de trabalhadores em empregos seguros são consistentes com a alta segurança associada ao nível superior de altos escalões das empresas e, assim, essa variável talvez capture o *ranking* relativo de trabalhadores que possuem atributos particulares.

Tabela 3 - Estatísticas Descritivas

Variáveis	Definição	Amostra completa	Homens	Mulheres
Salário hora	Salário por hora	11,7258 (17,4268)	12,3702 (18,6875)	10,7004 (15,5877)
Escolaridade	Nível de escolaridade	6,4811 (1,7585)	6,2680 (1,7558)	6,9203 (1,5795)
Idade	Idade do trabalhador em anos	34,9517 (11,0768)	35,0489 (11,2129)	34,7716 (10,8828)
Tenure	Tempo que o trabalhador está em seu emprego atual (medido em meses)	46,3998 (73,5937)	43,2130 (70,0886)	49,4537 (76,0824)
Gênero	1 = Homem; 0 = Mulher	0,5953 (0,4908)	- -	- -
Raça	1 = Branca; 0 = Não brancos	0,5754 (0,4943)	0,5555 (0,4969)	0,6146 (0,4867)
Fatal	Taxa de acidentes fatais	2,5923 (5,9680)	3,2407 (6,6267)	1,5809 (4,3800)
Lesão	Taxa de lesões	4,8479 (3,3333)	5,6191 (3,5534)	3,7905 (2,6676)
Doença	Taxa de doenças	2,0124 (6,1281)	2,1175 (7,3242)	1,9746 (4,2947)
Fatal zero	1 = Taxa de acidentes fatais igual a zero; 0 = Taxa de acidentes fatais diferente de zero	0,4196 (0,4935)	0,4201 (0,4936)	0,4038 (0,4907)
Lesão zero	1 = Taxa de lesões igual a zero; 0 = Taxa de lesões diferente de zero	0,0024 (0,0485)	0,0023 (0,0479)	0,0024 (0,0490)

Doença zero	1 = Taxa de doenças igual a zero; 0 = Taxa de doenças diferente de zero	0,0274 (0,1634)	0,0273 (0,1630)	0,0169 (0,1290)
Quantidade de dias de afastamento	Número de dias de afastamento do emprego por lesão ou doença	8,1150 (43,8763)	7,0187 (43,2180)	9,9267 (45,3337)
Tamanho do estabelecimento	Tamanho do estabelecimento de acordo com o número de empregados	6,8207 (2,4282)	6,7081 (2,3498)	6,9641 (2,5066)
N		10871430	6110584	4316715

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

Na próxima seção serão apresentados os resultados as estimações dos modelos econométricos, assim como do cálculo do valor estatístico de uma vida, de lesões e de doenças.

4 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações da função de salários hedônicos para a amostra completa (Tabela 4), para os homens (Tabela 5), e para as mulheres (Tabela 6). Primeiramente, cabe ressaltar que o provável viés das estimativas do 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 robustos.

Também, realizou-se, para todas as amostras listadas, o teste de Hausman⁷ para identificar qual dos modelos produz os estimadores mais 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 amostras. Dessa forma, as estimativas produzidas pelo modelo de efeitos fixos são mais consistentes (WOOLDRIDGE, 2010). Embora Kniesner *et al.* (2011) alerte para a possibilidade de que a seleção por ocupações ou indústrias baseada em gostos e produtividades não observados seja puramente aleatória entre os trabalhadores, tal possibilidade não se confirma para os empregos de risco no Brasil. Sendo assim, a análise dos resultados se restringirá 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 4. Primeiramente, 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 que esta idade aumenta, ou seja, seguindo o formato de “U invertido” da curva de produtividade do indivíduo ao longo de sua vida. A variável Tenure também apresenta este padrão, mostrando que a produtividade do trabalhador dentro da mesma empresa também cresce a taxas decrescentes.

O controle para quantidades de dias de afastamento do trabalho foi incluído apenas para as especificações em que constavam as taxas de risco de lesão e doença no trabalho, pois, logicamente, apenas estas situações permitem que o trabalhador se afaste do seu emprego para tratamento e recuperação. Conforme o esperado, esta variável apresentou impactos negativos nos salários, mostrando a relação inversa das quantidades de dias de afastamento do emprego com os salários. Isto ocorre porque, nestas condições no Brasil, o trabalhador recebe seu salário pelo Instituto Nacional do Seguro Social – INSS em patamares menores que seu salário corrente de pleno exercício da atividade laboral. Então, este controle torna-se necessário para evitar vieses nas estimativas da equação de salários originados por trabalhadores que estiveram afastados do seu emprego por determinado período de tempo no ano.

⁷ Os resultados do teste de Hausman podem ser vistos no roda-pés da tabelas.

Tabela 4 - 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: ln do salário/hora											
	Pooled			Efeitos fixos			Efeitos Aleatórios			Primeiras diferenças		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Escolaridade	0,1326*** (0,0001)	0,1329*** (0,0001)	0,1336*** (0,0001)	0,1129*** (0,0004)	0,1131*** (0,0004)	0,1136*** (0,0004)	0,1337*** (0,0002)	0,1340*** (0,0002)	0,1348*** (0,0002)	0,1193*** (0,0006)	0,1208*** (0,0006)	0,1205*** (0,0006)
Tenure	0,0038*** (0,0000)	0,0038*** (0,0000)	0,0038*** (0,0000)	0,0036*** (0,0000)	0,0036*** (0,0000)	0,0035*** (0,0000)	0,0039*** (0,0000)	0,0039*** (0,0000)	0,0038*** (0,0000)	0,0034*** (0,0000)	0,0034*** (0,0000)	0,0034*** (0,0000)
Tenure ²	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)
Idade	0,0430*** (0,0001)	0,0432*** (0,0001)	0,0431*** (0,0001)	0,0479*** (0,0005)	0,0481*** (0,0005)	0,0482*** (0,0005)	0,0433*** (0,0001)	0,0434*** (0,0001)	0,0434*** (0,0001)	0,0450*** (0,0007)	0,0453*** (0,0007)	0,0454*** (0,0007)
Idade ²	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)
Raça	0,0741*** (0,0004)	0,0746*** (0,0004)	0,0739*** (0,0004)	0,0451*** (0,0013)	0,0455*** (0,0013)	0,0450*** (0,0013)	0,0667*** (0,0005)	0,0672*** (0,0005)	0,0665*** (0,0005)	0,0823*** (0,0018)	0,0845*** (0,0018)	0,0820*** (0,0018)
Sexo	0,2175*** (0,0004)	0,2189*** (0,0004)	0,2242*** (0,0004)	0,2048*** (0,0016)	0,2059*** (0,0016)	0,2112*** (0,0016)	0,2163*** (0,0005)	0,2177*** (0,0005)	0,2229*** (0,0004)	0,2192*** (0,0022)	0,2212*** (0,0022)	0,2268*** (0,0022)
Fatal	0,0024*** (0,0001)		0,0028*** (0,0001)	0,0016*** (0,0001)		0,0020*** (0,0001)	0,0024*** (0,0001)		0,0028*** (0,0001)	0,0030*** (0,0003)		0,0037*** (0,0003)
Lesão	0,0016*** (0,0001)	0,0019*** (0,0001)		0,0024*** (0,0003)	0,0026*** (0,0003)		0,0016*** (0,0001)	0,0019*** (0,0001)		0,0029*** (0,0003)	0,0035*** (0,0003)	
Doença	0,0003*** (0,0000)	0,0003*** (0,0000)		0,0004*** (0,0001)	0,0004*** (0,0001)		0,0002*** (0,0000)	0,0003*** (0,0000)		0,0009*** (0,0002)	0,0010*** (0,0002)	
Fatal zero	0,0348*** (0,0005)		0,0439*** (0,0005)	0,0259*** (0,0014)		0,0334*** (0,0015)	0,0339*** (0,0006)		0,0428*** (0,0006)	0,0680*** (0,0022)		0,0806*** (0,0022)
Lesão zero	-0,1578*** (0,0043)	-0,1489*** (0,0042)		-0,1372*** (0,0124)	-0,1299*** (0,0124)		-0,1585*** (0,0050)	-0,1497*** (0,0049)		-0,0614*** (0,0185)	-0,0401* (0,0184)	
Doença zero	0,1851*** (0,0015)	0,1979*** (0,0015)		0,1628*** (0,0046)	0,1727*** (0,0046)		0,1834*** (0,0018)	0,1958*** (0,0017)		0,2232*** (0,0064)	0,2534*** (0,0063)	
Qtde. de dias de afastamento	-0,0011*** (0,0000)	-0,0011*** (0,0000)		-0,0009*** (0,0000)	-0,0009*** (0,0000)		-0,0011*** (0,0000)	-0,0011*** (0,0000)		-0,0009*** (0,0000)	-0,0009*** (0,0000)	
Tamanho do estabelecimento	0,0362*** (0,0008)	0,0351*** (0,0008)	0,0364*** (0,0008)	0,0369*** (0,0003)	0,0366*** (0,0003)	0,0369*** (0,0003)	0,0349*** (0,0009)	0,0338*** (0,0009)	0,0350*** (0,0010)	0,0401*** (0,0004)	0,0399*** (0,0004)	0,0405*** (0,0004)
Tamanho do estabelecimento (5 a 9 trabalhadores)	-0,0602*** (0,0054)	-0,0646*** (0,0054)	-0,0582*** (0,0054)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0074** (0,0025)	0,0082*** (0,0025)	0,0074** (0,0025)
Tamanho do estabelecimento (10 a 19 trabalhadores)	-0,0510*** (0,0046)	-0,0543*** (0,0046)	-0,0494*** (0,0046)	0,0006 (0,0018)	0,0010 (0,0018)	0,0006 (0,0018)	-0,0638*** (0,0063)	-0,0681*** (0,0063)	-0,0622*** (0,0064)	0,0115*** (0,0024)	0,0133*** (0,0024)	0,0119*** (0,0024)

Tamanho do estabelecimento (20 a 49 trabalhadores)	-0,0452*** (0,0038)	-0,0474*** (0,0038)	-0,0437*** (0,0038)	-0,0001 (0,0017)	0,0005 (0,0017)	0,0001 (0,0017)	-0,0535*** (0,0054)	-0,0568*** (0,0054)	-0,0523*** (0,0054)	0,0220*** (0,0026)	0,0242*** (0,0026)	0,0228*** (0,0026)
Tamanho do estabelecimento (50 a 99 trabalhadores)	-0,0240*** (0,0030)	-0,0256*** (0,0030)	-0,0222*** (0,0030)	0,0114*** (0,0018)	0,0120*** (0,0018)	0,0120*** (0,0018)	-0,0478*** (0,0045)	-0,0499*** (0,0045)	-0,0465*** (0,0045)	0,0275*** (0,0025)	0,0302*** (0,0025)	0,0279*** (0,0025)
Tamanho do estabelecimento (100 a 249 trabalhadores)	-0,0059** (0,0022)	-0,0068** (0,0022)	-0,0049* (0,0023)	0,0166*** (0,0018)	0,0173*** (0,0018)	0,0171*** (0,0018)	-0,0267*** (0,0035)	-0,0283*** (0,0035)	-0,0251*** (0,0036)	0,0241*** (0,0029)	0,0280*** (0,0029)	0,0242*** (0,0029)
Tamanho do estabelecimento (250 a 499 trabalhadores)	0,0042** (0,0015)	0,0045** (0,0015)	0,0048** (0,0015)	0,0176*** (0,0020)	0,0186*** (0,0020)	0,0179*** (0,0020)	-0,0080** (0,0026)	-0,0089*** (0,0026)	-0,0072** (0,0026)	0,0125*** (0,0030)	0,0150*** (0,0030)	0,0126*** (0,0031)
Tamanho do estabelecimento (500 a 999 trabalhadores)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0050* (0,0022)	0,0054* (0,0022)	0,0048* (0,0022)	0,0023 (0,0018)	0,0026 (0,0018)	0,0028 (0,0018)	0,0125*** (0,0030)	0,0150*** (0,0030)	0,0126*** (0,0031)
Constante	-1,1e+02*** (0,3061)	-1,1e+02*** (0,3063)	-1,1e+02*** (0,3073)	-0,1128*** (0,0128)	-0,0936*** (0,0128)	-0,1148*** (0,0128)	-0,1056*** (0,0098)	-0,0740*** (0,0098)	-0,1148*** (0,0099)	0,0563*** (0,0008)	0,0562*** (0,0008)	0,0558*** (0,0008)
Controle para os setores	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para Unidades da Federação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
VSL em milhões de R\$												
VSL Fatal	5,628		6,566	3,758		4,690	5,628		6,566	7,035		8,677
VS Lesão	0,037	0,045		0,056	0,061		0,037	0,022		0,068	0,082	
VS Doença	0,007	0,007		0,009	0,009		0,005	0,007		0,021	0,023	
R ²	0,4436	0,4430	0,4395	0,3395	0,3391	0,3353						
R ² overall				0,4306	0,4300	0,4265	0,4344	0,4338	0,4303	0,2807	0,2780	0,2747
R ² between				0,4343	0,4337	0,4302	0,4373	0,4367	0,4332	0,2787	0,2760	0,2727
R ² within				0,3395	0,3391	0,3353	0,3373	0,3368	0,3330	0,2963	0,2932	0,2895
Sigma u				0,4872	0,4875	0,4890	0,2942	0,2944	0,2954	0,0000	0,0000	0,0000
Sigma e				0,3967	0,3968	0,3980	0,3974	0,3975	0,3987	0,7115	0,7131	0,7150
N	8508425	8508425	8508425	8508425	8508425	8508425	8508425	8508425	8508425	8508425	8508425	8508425

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015 (2017). Erros padrão em parênteses * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. Na estimação do modelo Pooled, o controle para os períodos (ano) foi incluído para considerar-se os efeitos fixos de tempo. 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.

O tamanho do estabelecimento, medido pelo número de trabalhadores, impacta positivamente nos salários, de modo que, à medida que o número de funcionários aumenta, esta magnitude também aumenta, seguindo-se as estimativas que controlam os efeitos fixos dos trabalhadores. Este controle é importante porque se supõe que empresas de maior porte estejam mais engajadas em sistemas de segurança do trabalho que empresas menores, além de disporem de maiores recursos para segurança em relação aos estabelecimentos menores. Também, é possível que o maior número de trabalhadores confira um maior poder de barganha a eles, via sindicatos, no cumprimento das normas de segurança do trabalho, o que possivelmente resultaria na redução do número de acidentes. Assim, a não inclusão deste controle poderia viesar as estimativas relacionadas às variáveis de acidentes do trabalho.

As estimativas para a amostra completa para acidente fatal zero e doença zero no Brasil vão ao encontro do resultado esperado, ou seja, apresentam retornos positivos nos salários. Entretanto, isto não ocorre para o controle lesão zero, ou seja, empregos onde a possibilidade de lesão é zero geram retornos negativos nos salários. Esta evidência, por outro lado, é coerente no sentido de que em empregos com taxa de lesão nula não há motivos para compensação salarial, além de possivelmente estar relacionados a atividades que remunerem menos que a média salarial de outros empregos.

As variáveis de risco de acidente fatal, lesão e doença têm um efeito positivo nos salários, em consonância com a teoria dos diferenciais salariais compensatórios (VISCUSI, 2004). 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, lesão ou doença no trabalho.

Como se pode observar, optou-se por realizar a estimação da função de salários hedônicos com três especificações distintas: a primeira incluindo os três tipos de acidente (fatal, lesão e doença), a segunda apenas com lesão e doença e a última apenas com taxa de acidentes fatais. Esta estratégia pretende mostrar os efeitos conjuntos e separados de acidentes fatais e não-fatais nos salários. Estimá-los apenas separadamente poderia viesar os resultados, pois, segundo Viscusi e Masterman (2017), ocupações que tem altas taxas de fatalidade também possuem altas taxas de acidentes não-fatais, os quais irão gerar diferenciais compensatórios que introduzem viés positivo de variáveis omitidas se não incluídas na equação de salários.

As magnitudes dos prêmios pelo risco, em geral, são plausíveis. Nesse sentido, a partir do modelo de efeitos fixos (colunas 4 à 6), o prêmio médio pelo risco de acidente fatal por hora trabalhada situa-se entre R\$0,019 e R\$0,023. Em termos anuais, assumindo-se que 2000 horas são desempenhadas pelo trabalhador no ano, estes valores variam entre R\$38 e R\$46 em média. O prêmio salarial médio anual pelo risco de acidente fatal é de aproximadamente 0,2%. 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) varia entre R\$3,758 milhões e R\$4,690 milhões, dependendo da especificação do modelo. Ou seja, uma vida estatística é entre 160 e 200 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.

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 entre R\$0,028 e R\$0,030 a mais nos salários por hora como compensação pela possibilidade de sofrer alguma lesão no exercício de sua atividade. Em termos anuais, estes valores variam entre R\$56 e R\$60, representando um prêmio salarial médio de 0,26% ao ano. Utilizando-se o cálculo do valor estatístico da vida para o caso de lesão, observa-se que este valor varia entre R\$56 mil e R\$61 mil no Brasil, representando uma indenização para este tipo de acidente 138,79% maior que a média anual de salários.

No caso da probabilidade de contrair doenças oriundas do desempenho da atividade laboral, observa-se que esta taxa também gera efeitos positivos nos salários, evidenciando que, também, existem

compensações salariais positivas para estes tipos de acidentes, embora seja em patamares menores que no caso de acidentes fatais ou lesão. Em média, a compensação salarial por hora para atividades onde ocorrem contração de doenças R\$0,005. Em termos anuais, este valor equivale a um diferencial salarial médio de R\$10, ou seja, uma compensação média de apenas 0,04% em relação a média salarial anual no mercado de trabalho brasileiro. Realizando-se o cálculo do valor estatístico para o caso de doenças, é possível observar que este valor é de R\$9 mil, ou seja, se um trabalhador contrair alguma doença a partir do exercício de sua atividade laboral, este poderia ser o valor médio de uma indenização.

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 da 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 5 apresenta os resultados das estimações da função de salários hedônicos para homens, excluindo-se os profissionais da agricultura, forças armadas e polícia. Primeiramente, ressalta-se que os controles relacionados a características pessoais dos indivíduos (escolaridade, idade, etnia, tenure) foram suprimidos da tabela mas estão inclusos nas estimações. Conforme o esperado, os coeficientes das variáveis com taxas de acidentes iguais a zero foram positivos e significativos a 1% para os casos de ausência de acidentes fatais e de doença no trabalho. Entretanto, para empregos com taxa de lesão igual zero, o coeficiente foi negativo, assim como para a amostra completa.

Os prêmios pelo risco de acidente fatal para os homens apresentam valores maiores aos encontrados para amostra completa, mesmo apresentando coeficientes semelhantes, comparando-se às estimativas por efeitos fixos. Nesse caso, a compensação salarial pelo risco varia entre R\$0,022 e R\$0,026 por hora, o que equivale a uma compensação anual entre R\$44 e R\$52 em média, que é 15,79% e 13,04% maior que o encontrado na amostra completa. Um dos possíveis fatores para essa diferença é a média salarial dos homens, que é 5,5% maior que a média salarial quando se estima uma amostra com todos os trabalhadores.

As estimações por primeiras diferenças aumentam a magnitude desses prêmios. A partir das estimativas deste modelo, as compensações salariais pelo risco de acidente fatal variam entre R\$0,042 e R\$0,047 por hora, o equivalente a uma compensação anual médias entre R\$84 e R\$94, ou seja, as estimativas por este modelo aumentam os prêmios em 90,9% e 80,77% quando se comparam aos valores obtidos por efeitos fixos.

O VSL, por consequência, também é maior 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 aumenta em 18,49% e 10,76% para as duas especificações realizadas. Isso mostra que mesmo os homens estando estatisticamente mais expostos aos riscos de acidentes nas atividades laborais, eles são recompensados na forma de salários.

Em se tratando aos prêmios salariais que dizem respeito à probabilidade de contração de doenças oriundas do desempenho da atividade laboral, observa-se que os coeficientes estimados estão no mesmo patamar do encontrado para a amostra completa, mostrando uma compensação salarial pelo risco de R\$0,0037 e R\$0,005 por hora, em média, equivalente a valores anuais de R\$7,4 e R\$10, tal como encontrado nas estimativas a partir de efeitos fixos. Porém, quando se analisa o modelo de primeiras diferenças, esses valores aumentam para R\$18 e R\$22.

O valor estatístico para doenças mantém-se no mesmo nível em comparação com a amostra completa, apresentando uma diminuição na primeira especificação de 28,57% e um aumento 11% na segunda. Porém, com as estimativas do modelo em primeiras diferenças, esse valor aumenta para R\$17 mil e R\$22 mil, 142,86% e 120% maior que o montante encontrado a partir das estimativas de efeitos fixos.

Tabela 5 - Estimação da função de salários hedônicos para homens e excluindo-se profissionais da agricultura, polícia e forças armadas

Variáveis	Variável dependente: ln do salário/hora											
	Pooled			Efeitos fixos			Efeitos aleatórios			Primeiras diferenças		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Fatal	0,0033*** (0,0001)		0,0036*** (0,0001)	0,0018*** (0,0002)		0,0021*** (0,0002)	0,0031*** (0,0001)		0,0034*** (0,0001)	0,0034*** (0,0004)		0,0038*** (0,0004)
Lesão	-0,0021*** (0,0001)	-0,0017*** (0,0001)		-0,0009* (0,0004)	-0,0008* (0,0004)		-0,0026*** (0,0001)	-0,0022*** (0,0001)		-0,0013** (0,0005)	-0,0006 (0,0005)	
Doença	0,0003*** (0,0000)	0,0004*** (0,0000)		0,0003* (0,0001)	0,0004** (0,0001)		0,0001* (0,0000)	0,0002*** (0,0000)		0,0007** (0,0002)	0,0009*** (0,0002)	
Fatal zero	0,0543*** (0,0008)		0,0657*** (0,0008)	0,0305*** (0,0023)		0,0403*** (0,0023)	0,0468*** (0,0008)		0,0583*** (0,0008)	0,0738*** (0,0036)		0,0867*** (0,0037)
Lesão zero	-0,2005*** (0,0063)	-0,1875*** (0,0062)		-0,2021*** (0,0204)	-0,1940*** (0,0203)		-0,1980*** (0,0064)	-0,1860*** (0,0063)		-0,1082*** (0,0314)	-0,0901** (0,0311)	
Doença zero	0,1993*** (0,0018)	0,2191*** (0,0018)		0,1798*** (0,0066)	0,1918*** (0,0065)		0,2038*** (0,0019)	0,2208*** (0,0019)		0,2223*** (0,0095)	0,2548*** (0,0094)	
Qtde. de dias de afastamento	-0,0015*** (0,0000)	-0,0015*** (0,0000)		-0,0012*** (0,0000)	-0,0012*** (0,0000)		-0,0015*** (0,0000)	-0,0015*** (0,0000)		-0,0012*** (0,0000)	-0,0012*** (0,0000)	
Tamanho do estabelecimento	0,0477*** (0,0000)	0,0461*** (0,0011)	0,0488*** (0,0011)	0,0385*** (0,0005)	0,0382*** (0,0005)	0,0385*** (0,0005)	0,0432*** (0,0011)	0,0421*** (0,0011)	0,0443*** (0,0011)	0,0445*** (0,0047)	0,0425*** (0,0047)	0,0448*** (0,0047)
Constante	-1,1e+02*** (0,4203)	-1,1e+02*** (0,4207)	-1,1e+02*** (0,4221)	-0,0794*** (0,0232)	-0,0564* (0,0232)	-0,0907*** (0,0233)	-0,1128*** (0,0115)	-0,0694*** (0,0115)	-0,1385*** (0,0115)	0,0539*** (0,0001)	0,0538*** (0,0001)	0,0536*** (0,0001)
Controle para os setores	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para Unidades da Federação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
VSL em milhões de R\$												
VSL Fatal	8,164		8,906	4,453		5,195	7,669		8,412	8,412		9,401
VS Lesão												
VS Doença	0,007		0,010	0,007	0,010		0,002	0,005		0,017	0,022	
R ²	0,4143	0,4131	0,4093	0,3041	0,3035	0,2986						
R ² overall				0,4211	0,4201	0,4158	0,4302	0,4292	0,4249	0,2438	0,2408	0,2367
R ² between				0,4246	0,4236	0,4193	0,4342	0,4331	0,4289	0,2416	0,2387	0,2346
R ² within				0,3041	0,3035	0,2986	0,2983	0,2978	0,2928	0,2624	0,2586	0,2541
Sigma u				0,5102	0,5106	0,5125	0,3393	0,3399	0,3412	0	0	0
Sigma e				0,3831	0,3833	0,3846	0,3831	0,3833	0,3846	0,6899	0,6917	0,6938
N	5041327	5041327	5041327	5041327	5041327	5041327	5041327	5041327	5041327	5041327	5041327	5041327

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015 (2017). Erros padrão em parênteses * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. Na estimação do modelo Pooled, o controle para os períodos (ano) foi incluído para considerar-se os efeitos fixos de tempo. Os controles relacionados a características pessoais dos indivíduos (escolaridade, idade, etnia, tenure) foram suprimidos da tabela mas estão inclusos nas estimações. O teste de Hausman apresentou os seguintes resultados $\chi^2(62) = (b-B)[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 7975,04$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

Os resultados das estimações para a amostra restrita às mulheres, excluindo-se os profissionais da agricultura, forças armadas e polícia são apresentados na Tabela 6. Da mesma forma como foi realizado para a amostra de homens, os controles relacionados a características pessoais dos indivíduos (escolaridade, idade, etnia, tenure) foram suprimidos da tabela mas estão inclusos nas estimações. De um modo geral, os resultados são semelhantes aos encontrados para as duas amostras anteriores. Os coeficientes das variáveis referentes a taxas de acidentes iguais a zero são positivos e significativos para os casos de acidentes fatais e doença, e negativos para o caso de lesão, seguindo o padrão dos resultados já apresentados anteriormente. Apenas na estimação por primeiras diferenças que os coeficientes para lesão zero apresentaram sinal positivo.

As variáveis referentes a dias de afastamento e tamanho do estabelecimento também apresentam comportamento similar aos já observados nas outras estimações descritas. Entretanto, com relação às variáveis relacionadas à taxa de acidentes, há alterações relevantes. Para os casos de acidentes fatais e doenças, os coeficientes mantiveram-se positivos, assim como para o caso de lesão, ao contrário do observado para as amostras anteriores. Isto é, a restrição da amostra para mulheres mostrou que existe remuneração compensatória também para os empregos onde a probabilidade de lesão no ambiente de trabalho existe.

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\$0,012 e R\$0,017, o equivalente a R\$24 e R\$34 por ano. Em comparação com a amostra restrita a homens, estes prêmios são 83% e 52,94% menores em média. Há dois possíveis fatores que colaboram para essa diferença: primeiramente, o salário médio das mulheres é 15,6% menor que os dos homens. Além disso, a taxa 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.

No caso da amostra para mulheres tal qual como para a de homens, as estimações por primeiras diferenças também aumentam a magnitude do prêmio salarial médio. Por exemplo, a partir das estimativas obtidas por efeitos fixos, o valor estatístico da vida é de R\$2,354 milhões e R\$3,424 milhões para as mulheres. Por primeiras diferenças, variam entre R\$3,638 milhões e R\$5,350 milhões. Porém, esses valores são, em média, 89,17% e 51,72% menores que os VSL's obtidos para os homens a partir das estimativas por efeitos fixos.

Em relação aos prêmios salariais pelo risco de lesão, observa-se que, para as mulheres, eles são mais elevados que os obtidos para a amostra completa. Por hora, a compensação salarial pela possibilidade de lesão no ambiente de trabalho é de R\$0,091 e de R\$0,093 em média, 271% maior que montante registrado para a amostra com todos os trabalhadores. Esse valor representa uma média de R\$184 anuais como compensação salarial risco, o equivalente a um valor médio 0,86% maior que média salarial anual das mulheres, superando os 0,4% obtidos 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\$248. O valor estatístico em casos de lesão para mulheres é de R\$182 mil e R\$186 mil, 225% e 204% maior que o valor encontrado para a amostra completa.

Para os casos de doença, as recompensas salariais pelo risco de ocorrência são de R\$28 anuais, 180% maiores que as obtidas na amostra conjunta de todos os trabalhadores. O valor estatístico para doença também se eleva de R\$9 mil para R\$28 mil quando se restringe a amostra para as mulheres. Esses valores estatísticos aumentam em 42,85% a partir das estimativas por primeiras diferenças.

Em geral, 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 maiores quando se restringiu a amostra para homens, excluindo-se profissionais da agricultura, forças armadas e polícia. Por outro lado, quando realizou-se a restrição para as mulheres, estes coeficientes diminuíram.

Tabela 6 - Estimação da função de salários hedônicos para mulheres e excluindo-se profissionais da agricultura, polícia e forças armadas

Variáveis	Variável dependente: ln do salário/hora											
	Pooled			Efeitos fixos			Efeitos aleatórios			Primeiras diferenças		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Fatal	0,0020*** (0,0001)		0,0027*** (0,0001)	0,0011*** (0,0002)		0,0016*** (0,0003)	0,0019*** (0,0001)		0,0026*** (0,0001)	0,0017*** (0,0004)		0,0025*** (0,0006)
Lesão	0,0093*** (0,0001)	0,0097*** (0,0001)		0,0085*** (0,0008)	0,0087*** (0,0008)		0,0084*** (0,0001)	0,0089*** (0,0001)		0,0114*** (0,0013)	0,0118*** (0,0013)	
Doença	0,0007*** (0,0001)	0,0007*** (0,0001)		0,0013*** (0,0003)	0,0013*** (0,0003)		0,0006*** (0,0001)	0,0006*** (0,0001)		0,0019*** (0,0005)	0,0019*** (0,0006)	
Fatal zero	0,0297*** (0,0007)		0,0369*** (0,0008)	0,0125*** (0,0025)		0,0165*** (0,0026)	0,0256*** (0,0007)		0,0326*** (0,0008)	0,0441*** (0,0036)		0,0539*** (0,0038)
Lesão zero	-0,1144*** (0,0061)	-0,1035*** (0,0061)		-0,0755*** (0,0221)	-0,0684** (0,0220)		-0,1116*** (0,0061)	-0,1016*** (0,0061)		-0,0179 (0,0323)	0,0020 (0,0320)	
Doença zero	0,1564*** (0,0027)	0,1658*** (0,0027)		0,1090*** (0,0103)	0,1128*** (0,0102)		0,1580*** (0,0028)	0,1661*** (0,0027)		0,1872*** (0,0147)	0,2061*** (0,0146)	
Qtde. de dias de afastamento	-0,0008*** (0,0000)	-0,0008*** (0,0000)		-0,0005*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)		-0,0008*** (0,0000)	-0,0008*** (0,0000)		-0,0005*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0000)	
Tamanho do estabelecimento	0,0217*** (0,0013)	0,0202*** (0,0013)	0,0216*** (0,0013)	0,0241*** (0,0006)	0,0238*** (0,0006)	0,0249*** (0,0006)	0,0178*** (0,0013)	0,0165*** (0,0013)	0,0179*** (0,0013)	0,0105 (0,0059)	0,0084 (0,0059)	0,0095 (0,0060)
Constante	-1,2e+02** (0,4716)	-1,2e+02*** (0,4718)	-1,2e+02*** (0,4733)	-0,2763*** (0,0492)	-0,2673*** (0,0491)	-0,2334*** (0,0483)	-0,0709*** (0,0148)	-0,0440** (0,0148)	-0,0241 (0,0148)	0,0590*** (0,0012)	0,0590*** (0,0012)	0,0584*** (0,0012)
Controle para os setores	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle para Unidades da Federação	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
VSL em milhões de R\$												
VSL Fatal	4,280		5,778	2,354		3,424	4,066		5,564	3,638		5,350
VS Lesão	0,199	0,208		0,182	0,186		0,180	0,190		0,244	0,252	
VS Doença	0,014	0,014		0,028	0,028		0,013	0,013		0,040	0,040	
R ²	0,4402	0,4398	0,4362	0,2834	0,2832	0,2798						
R ² overall				0,4334	0,4330	0,4297	0,4496	0,4492	0,4457	0,2259	0,2242	0,2186
R ² between				0,4351	0,4348	0,4315	0,4518	0,4514	0,4479	0,2206	0,2189	0,2135
R ² within				0,2834	0,2832	0,2798	0,2755	0,2754	0,2722	0,2928	0,2920	0,2837
Sigma u				0,4608	0,4609	0,4623	0,3230	0,3231	0,3244	0,0000	0,0000	0,0000
Sigma e				0,3218	0,3219	0,3226	0,3218	0,3219	0,3226	0,5461	0,5468	0,5496
N	3172113	3172113	3172113	3172113	3172113	3172113	3172113	3172113	3172113	3172113	3172113	3172113

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015 (2017). Erros padrão em parênteses * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001. Na estimação do modelo Pooled, o controle para os períodos (ano) foi incluído para considerar-se os efeitos fixos de tempo. Os controles relacionados a características pessoais dos indivíduos (escolaridade, idade, etnia, tenure) foram suprimidos da tabela mas estão inclusos nas estimações. O teste de Hausman apresentou os seguintes resultados $\chi^2(62) = (b-B)[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 5900,56$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

O Valor Estatístico de uma Vida obtido para o Brasil ficou entre R\$3,758 e R\$4,690 milhões, a partir das estimativas 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 variou entre R\$4,453 milhões e R\$5,195 milhões de acordo com as estimativas obtidas por efeitos fixos, enquanto que para as mulheres, o VSL foi menor, em média, oscilando entre R\$2,354 milhões e R\$3,424 milhões. 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.

Convertendo-se estes VSL's em dólares e comparado-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 \$1,502 milhões⁸, aproxima-se do VSL médio de países como Coreia do Sul (\$1,509 milhões para o ano de 1999), Canadá (\$2,168 milhões para os anos 1981 a 1985), mas 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, aproximadamente dez vezes menor. Cabe salientar que se tais valores apresentados fossem trazidos a valor atual, assim como foi realizado para o VSL médio do Brasil, possivelmente estas diferenças aumentariam.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho 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 razoáveis tanto do ponto de vista econométrico quanto econômico, uma vez que os devidos cuidados nas estimações dos modelos foram tomados para que a robustez das estimativas do VSL fosse mantida. 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 empilhados não corrigem. Esta constatação é importante, pois conforme ressalta Kniesner *et al.* (2012), 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.

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 realizam este tipo de classificação, tampouco os modelos econométricos são capazes de captar estas situações. Entretanto, agendas futuras que analisem

⁸ Valor obtido através da cotação do Real frente ao Dólar em dezembro de 2015.

especificamente estes setores poderão colaborar para esta discussão que ainda é muito incipiente na literatura brasileira.

REFERÊNCIAS

- ALDY, J. E.; VISCUSI, W. K. Adjusting the Value of a Statistical Life for Age and Cohort Effects. **The Review of Economics and Statistics**, v. 90, n. 3, p. 573–581, 22 jul. 2008.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DE ACIDENTES DO TRABALHO : AEAT 2015 / Ministério da Fazenda ... [et al.]. – vol. 1 (2009) – . – Brasília : MF, 2015. 991 p.
- BORJAS, G. J. **Labor Economics**. 7 edition ed. New York, NY: McGraw-Hill Education, 2015.
- 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.
- CAHUC, P.; CARCILLO, S.; ZYLBERBERG, A. **Labor Economics**. Tradução William McCuaig. second edition edition ed. Cambridge, MA: The MIT Press, 2014.
- DORMAN, P.; HAGSTROM, P. Wage Compensation for Dangerous Work Revisited. **ILR Review**, v. 52, n. 1, p. 116–135, 1998.
- KIM, S.-W.; FISHBACK, P. V. The Impact of Institutional Change on Compensating Wage Differentials for Accident Risk: South Korea, 1984–1990. **Journal of Risk and Uncertainty**, v. 18, n. 3, p. 231–248, 1 out. 1999.
- KNIESNER, T. J. et al. The Value of a Statistical Life: Evidence from Panel Data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 94, n. 1, p. 74–87, 29 set. 2011.
- KNIESNER, T. J.; VISCUSI, W. K.; ZILIAK, J. P. Policy relevant heterogeneity in the value of statistical life: New evidence from panel data quantile regressions. **Journal of Risk and Uncertainty**, v. 40, n. 1, p. 15–31, 1 fev. 2010.
- KNIESNER, T. J.; VISCUSI, W. K.; ZILIAK, J. P. Willingness to accept equals willingness to pay for labor market estimates of the value of a statistical life. **Journal of Risk and Uncertainty**, v. 48, n. 3, p. 187–205, 1 jun. 2014.
- LANFRANCHI, J.; OHLSSON, H.; SKALLI, A. Compensating wage differentials and shift work preferences. **Economics Letters**, v. 74, n. 3, p. 393–398, 1 fev. 2002.
- LAVETTI, K.; SCHMUTTE, I. Estimating Compensating Wage Differentials with Endogenous Job Mobility. **Labor Dynamics Institute**, 12 ago. 2016.
- LEETH, J. D.; RUSER, J. Compensating Wage Differentials for Fatal and Nonfatal Injury Risk by Gender and Race. **Journal of Risk and Uncertainty**, v. 27, n. 3, p. 257–277, 1 dez. 2003.
- MADHESWARAN, S. Measuring the value of statistical life: estimating compensating wage differentials among workers in India. **Social Indicators Research**, v. 84, n. 1, p. 83–96, 1 out. 2007.

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, M. J.; VISCUSI, W. K. The Quantity-Adjusted Value of Life. **Economic Inquiry**, v. 26, n. 3, p. 369–388, 1 jul. 1988.

ROSEN, S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 1, p. 34–55, 1974.

SIEBERT, W. S.; WEI, X. Compensating wage differentials for workplace accidents: Evidence for union and nonunion workers in the UK. **Journal of Risk and Uncertainty**, v. 9, n. 1, p. 61–76, 1 fev. 1994.

SMITH, A. **Wealth of Nations**. Edição: Reprint ed. Oxford ; New York: Oxford University Press, USA, 2008.

THALER, R.; ROSEN, S. **The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market**. [s.l.] National Bureau of Economic Research, Inc, 1976. Disponível em: <<https://econpapers.repec.org/bookchap/nbrnberch/3964.htm>>. Acesso em: 16 nov. 2017.

VISCUSI, W. K. The Value of Life: Estimates with Risks by Occupation and Industry. **Economic Inquiry**, v. 42, n. 1, p. 29–48, 1 jan. 2004.

VISCUSI, W. K.; MASTERMAN, C. Anchoring biases in international estimates of the value of a statistical life. **Journal of Risk and Uncertainty**, v. 54, n. 2, p. 103–128, 1 abr. 2017.

VISCUSI, W. K.; MOORE, M. J. Workers' Compensation: Wage Effects, Benefit Inadequacies, and the Value of Health Losses. **The Review of Economics and Statistics**, v. 69, n. 2, p. 249–261, 1987.

VISCUSI, W. K.; O'CONNOR, C. J. Adaptive Responses to Chemical Labeling: Are Workers Bayesian Decision Makers? **The American Economic Review**, v. 74, n. 5, p. 942–956, 1984.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. second edition edition ed. Cambridge, Mass: MIT Press, 2010.

ZILIAK, J. P.; KNIESNER, T. J. The Importance of Sample Attrition in Life Cycle Labor Supply Estimation. **The Journal of Human Resources**, v. 33, n. 2, p. 507–530, 1998.