Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"

Ensaios sobre os acidentes do trabalho no Brasil

Rafael Mesquita Pereira

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2019

Rafael Mesquita Pereira
Bacharel em Ciências Econômicas

Ensaios sobre os acidentes do trabalho no Brasil

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:
Prof. Dr. **ALEXANDRE NUNES DE ALMEIDA**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Pereira, Rafael Mesquita

Ensaios sobre os acidentes do trabalho no Brasil / Rafael Mesquita Pereira. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - - Piracicaba, 2019.

77 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Acidentes do trabalho 2. Diferenciais salariais compensatórios 3. Empregos de risco 4. O valor estatístico de uma vida I. Título

AOS MEUS PAIS, MARIA DA GRAÇA E ADILSON

AGRADECIMENTOS

Primeiramente à Deus, por sempre iluminar minha caminhada, abençoar a minha vida e cuidar das pessoas que eu amo;

Aos meus pais, Maria da Graça e Adilson, pelo esforço que sempre fizeram na vida para me dar o suporte necessário para eu correr atrás dos meus sonhos e meus objetivos, mas principalmente, pelo amor à mim dedicado em todos os dias da minha vida. Essa conquista é por vocês e para vocês!

À minha amada irmã, Adriana, pela amizade, pelo amor e pelos conselhos sempre tão essenciais na minha vida. À ti todo meu amor e gratidão por tudo o que tu representas para mim, malinha!

À Universidade Federal do Rio Grande (FURG), pela oportunidade à mim concedida de poder realizar meu curso de doutorado com afastamento total de minhas atividades docentes, recebendo a remuneração integral referente às minhas funções;

Ao Ministério do Trabalho, pela disponibilização da base de dados da RAIS identificada;

Ao meu orientador, Professor Dr. Alexandre Nunes de Almeida, pela atenção, educação, gentileza e amizade com que sempre me tratou desde nossa primeira conversa;

Ao meu amigo e co-orientador, Cristiano Aguiar de Oliveira, por ter sido desde o mestrado um exemplo a ser seguido na academia, por ter me forjado como pesquisador e como professor e, principalmente, por ter acreditado em mim quando poucos acreditavam. Minha eterna gratidão e respeito por ti, meu amigo!

Aos colegas do PPGEA da ESALQ, em especial aos “Cabeças de Baleia”, que tornaram minha jornada em Piracicaba uma experiência única na minha vida, baseada em muito carinho e amizade, de modo que deixaram de ser colegas de doutorado para se tornarem amigos da vida!

Ao meu colega de doutorado, colega de trabalho, mas principalmente, meu grande amigo, Vinícius Halmenschlager, por ter me ajudado em todos os momentos, desde os meus primeiros passos em Piracicaba e na ESALQ, pelas conversas, risadas e jantas que com certeza eternizaram na nossa amizade!

Aos meus amigos de Pelotas dos grupos “Caminhão do Lixo”, “Zumbilândia” e “Bate bola da esquina democrática”, que mesmo à distância no meu período morando em Piracicaba, sempre estiveram presentes!

“Fé, trabalho e amor incondicional

Sem maus pensamentos, ódio, inveja ou rancor...”.

Soldiers of Jah Army - SOJA

SUMÁRIO

RESUMO **8**

ABSTRACT **9**

LISTA DE TABELAS **10**

1. INTRODUÇÃO GERAL **11**

2. O VALOR ESTATÍSTICO DE UMA VIDA: ESTIMATIVAS PARA O BRASIL **15**

RESUMO **15**

ABSTRACT **15**

2.1. INTRODUÇÃO 16
2.2. ACIDENTES DO TRABALHO POR SETORES 20
2.3. METODOLOGIA 23
2.3.1. Estratégias econométricas *23*
2.3.2. Dados *25*
2.4. RESULTADOS 27
2.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS 40
REFERÊNCIAS 41

3. O IMPACTO DA "LEI DO DESCANSO" NAS HORAS TRABALHADAS, NOS SALÁRIOS E NOS ACIDENTES NÃO-FATAIS DO TRABALHO DOS CAMINHONEIROS BRASILEIROS **43**

RESUMO **43**

ABSTRACT **43**

3.1. INTRODUÇÃO 44
3.2. METODOLOGIA 48
3.2.1. Dados *51*
3.3. RESULTADOS 53
3.4. CONSIDERAÇÕES FINAIS 63
REFERÊNCIAS 64
APÊNDICES 67

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS **73**

REFERÊNCIAS **75**

RESUMO

Ensaios sobre os acidentes do trabalho no Brasil

A presente tese tem por objetivo geral apresentar dois ensaios sobre os acidentes do trabalho à luz da teoria dos diferenciais salariais compensatórios sobre os empregos de risco no Brasil. Para tanto, a partir da base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), fornecida pelo Ministério do Trabalho (MT), são construídas variáveis relacionadas às taxas de ocorrência de acidentes do trabalho (fatal, lesão e doença) para as subclasses da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE). No primeiro, intitulado "O Valor estatístico de uma vida: estimativas para o Brasil", é calculado o valor estatístico de uma vida para diferentes amostras de trabalhadores (homens, mulheres e trabalhadores *blue-collars*) com o objetivo de fornecer um parâmetro financeiro referente às indenizações a serem pagas a trabalhadores (e às suas famílias, em caso de acidentes fatais) que sofreram algum dos tipos de acidentes listados anteriormente no exercício de sua atividade laboral. No segundo ensaio, intitulado "O impacto da "Lei do Descanso" nas horas trabalhadas, nos salários e nos acidentes não-fatais do trabalho dos caminhoneiros brasileiros", é estimado o método de diferenças em diferenças generalizadas para avaliar se a Lei de Descanso, implementada em 2012 no Brasil, visando regular a jornada diária de trabalho e de descanso dos caminhoneiros brasileiros, com o intuito de melhorar as condições de trabalho e de reduzir os acidentes envolvendo estes profissionais, gerou diferenças estatísticas nas horas mensais trabalhadas, nos salários e nos acidentes não-fatais do trabalho (por lesão ou doença) destes trabalhadores.

Palavras-chave: Acidentes do trabalho; Diferenciais salariais compesatórios; Empregos de risco; O valor estatístico de uma vida

ABSTRACT

Essays on labor accidents in Brazil

The purpose of this thesis is to present two esssays on labor accidents in the light of the theory of compensatory wage differentials on hazardous jobs in Brazil. To do so, based on the data base of the "Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), provided by the Ministry of Labor (MT), I use variables related to the rates of occurrence of labor accidents (fatal, injury and illness) constructed for the subclasses of the "Classificação Nacional de Atividades Econômicas" (CNAE).. In the first essay, entitled "The Value of a Statistical Life: Estimates for Brazil", the value of a statistical life is estimated for different samples of workers (men, women and blue-collar workers) with the objective of providing a financial parameter related to the indemnities to be paid to workers (and their families in case of fatal accidents) who suffered any of the types of accidents listed, previously, in the exercise of their work activity. In the second essay, entitled "The Impact of the "Rest by Law" on hours worked, wages, and non-fatal accidents of Brazilian truck drivers", the method of generalized differences-in-differences is estimated to assess whether the "Rest by Law", implemented in 2012 in Brazil, aimed to properly regulate the daily work of the Brazilian truck drivers, with the purpose of improving their working conditions and reducing accidents involving these professionals, generated statistical differences on monthly hours worked, in wages and in non-fatal accidents of work (injury or illness) of these workers.

Keywords: Labor accidents; Compensating wage differentials; Risky jobs; The value of a estatistical life

LISTA DE TABELAS

TABELA 1. MÉDIA DE ACIDENTES ANUAIS POR SETOR NO BRASIL ENTRE 2012 E 2015 21

TABELA 2. MÉDIA DE ACIDENTES ANUAIS POR GÊNERO ENTRE OS ANOS DE 2012 E 2015.... 23

TABELA 3. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS QUE SERÃO UTILIZADAS NOS MODELOS ECONOMÉTRICOS 26

TABELA 4. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE SALÁRIOS HEDÔNICOS PARA A AMOSTRA COMPLETA, INCLUINDO HOMENS E MULHERES, NOS ANOS DE 2012 A 2015 NO BRASIL 29

TABELA 5. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE SALÁRIOS HEDÔNICOS PARA HOMENS E EXCLUINDO-SE PROFISSIONAIS DA AGRICULTURA, POLÍCIA E FORÇAS ARMADAS 32

TABELA 6. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE SALÁRIOS HEDÔNICOS PARA MULHERES E EXCLUINDO-SE PROFISSIONAIS DA AGRICULTURA, POLÍCIA E FORÇAS ARMADAS 34

TABELA 7. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE SALÁRIOS HEDÔNICOS PARA HOMENS *BLUE-COLLARS*..... 36

TABELA 8. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE SALÁRIOS HEDÔNICOS PARA MULHERES *BLUE-COLLARS*..... 38

TABELA 9. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS 52

TABELA 10. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS SOMENTE PARA CAMINHONEIROS, EXCLUINDO-SE MOTORISTAS RODOVIÁRIOS DE PASSAGEIROS DA AMOSTRA 53

TABELA 11. DISTRIBUIÇÃO DAS FREQUÊNCIAS E TESTES DE MÉDIAS DAS AMOSTRAS - SALÁRIOS E HORAS MENSAIS TRABALHADAS 53

TABELA 12. DISTRIBUIÇÃO DAS FREQUÊNCIAS E TESTES DE MÉDIAS DAS AMOSTRAS - SALÁRIOS E HORAS MENSAIS TRABALHADAS SOMENTE PARA CAMINHONEIROS, EXCLUINDO-SE MOTORISTAS RODOVIÁRIOS DE PASSAGEIROS DA AMOSTRA 54

TABELA 13. SALÁRIOS E HORAS MENSAIS TRABALHADAS PARA TRATADOS E CAMINHONEIROS - PERÍODO DE TRATAMENTO: ANOS 2013 E 2014 55

TABELA 14. SALÁRIOS E HORAS MENSAIS TRABALHADAS PARA TRATADOS E CAMINHONEIROS - PERÍODO DE TRATAMENTO: ANO DE 2013 56

TABELA 15. SALÁRIOS E HORAS MENSAIS TRABALHADAS SOMENTE PARA CAMINHONEIROS, EXCLUINDO-SE MOTORISTAS RODOVIÁRIOS DE PASSAGEIROS DA AMOSTRA - PERÍODO DE TRATAMENTO: ANOS 2013 E 2014 57

TABELA 16. SALÁRIOS E HORAS MENSAIS TRABALHADAS SOMENTE PARA CAMINHONEIROS, EXCLUINDO-SE MOTORISTAS DE PASSAGEIROS DA AMOSTRA - PERÍODO DE TRATAMENTO: ANO DE 2013..... 58

TABELA 17. DISTRIBUIÇÃO DAS FREQUÊNCIAS E TESTES DE MÉDIAS DAS AMOSTRAS - LESÕES E DOENÇAS 59

TABELA 18. DISTRIBUIÇÃO DAS FREQUÊNCIAS E TESTES DE MÉDIAS DAS AMOSTRAS - LESÕES E DOENÇAS SOMENTE PARA CAMINHONEIROS, EXCLUINDO-SE MOTORISTAS RODOVIÁRIOS DE PASSAGEIROS DA AMOSTRA..... 59

TABELA 19. LESÃO E DOENÇA PARA TRATADOS E CAMINHONEIROS - PERÍODO DE TRATAMENTO: ANOS 2013 E 2014..... 60

TABELA 20. LESÃO E DOENÇA PARA TRATADOS E CAMINHONEIROS - PERÍODO DE TRATAMENTO: ANO DE 2013 61

TABELA 21. LESÃO E DOENÇA SOMENTE PARA CAMINHONEIROS, EXCLUINDO-SE MOTORISTAS DE PASSAGEIROS DA AMOSTRA - PERÍODO DE TRATAMENTO: ANOS DE 2013 E 2014 62

TABELA 22. LESÃO E DOENÇA SOMENTE PARA CAMINHONEIROS, EXCLUINDO-SE MOTORISTAS DE PASSAGEIROS DA AMOSTRA -PERÍODO DE TRATAMENTO: ANO DE 2013 .. 63

1. INTRODUÇÃO GERAL

No mercado de trabalho, cada emprego possui suas peculiaridades e, conforme destaca Borjas (2015), trabalhadores são diferentes e empregos são diferentes. Assim como trabalhadores diferem em suas habilidades, empregos também diferem nas amenidades que oferecem (BORJAS, 2015). 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. Estes últimos são tratados na literatura como empregos de risco. Segundo o Ministério do Trabalho e o Ministério da Previdência e Assistência Social, dos 502.942 acidentes de trabalho registrados no Brasil em 2015, 383.683 (78,92%) destes foram acidentes típicos, ou seja, ocorridos no desempenho da atividade, e 0,5% deste total, aproximadamente, foram acidentes fatais. Assim, é evidente que há um desestímulo para trabalhar em setores onde os riscos de lesão ou de morte são elevados.

Para explicar a existência de mão de obra nestas atividades, 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. Para Dorman e Hagstrom (1998), quando os trabalhadores têm funções de utilidade nas quais a verossimilhança e o custo de riscos ocupacionais entram como argumentos, pressupõe-se que eles receberão um prêmio salarial que compensará exatamente a desutilidade de assumir maiores riscos de lesão ou morte. Assim, assume-se também, que os trabalhadores são completamente informados dos riscos, e que as firmas possuem informações suficientes das expectativas e preferências dos trabalhadores, já que o fornecimento da segurança é caro e não é um bem público e que o risco é transacionado de maneira implícita em mercados perfeitamente competitivos.

Diante destes aspectos, o objetivo principal desta tese é apresentar estratégias teóricas e metodológicas para analisar os empregos que possuem riscos de acidentes fatais, lesões e doenças oriundas da atividade laboral no Brasil. Para este fim, a partir de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), fornecida pelo Ministério do Trabalho (MT), são construídas variáveis relacionadas às taxas de ocorrência de acidentes do trabalho (fatais, lesões e doenças) para todas as subclasses da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).

No primeiro ensaio, é calculado o valor estatístico de uma vida (VSL) para diferentes amostras de trabalhadores (homens, mulheres e trabalhadores *blue-collars*[1]) com o objetivo de fornecer um parâmetro financeiro referente às indenizações a serem pagas a trabalhadores (e às suas famílias, em caso de acidentes fatais) que sofreram algum dos tipos de acidentes do trabalho listados anteriormente no exercício de sua atividade laboral. Os resultados mostram que o VSL médio obtido para o Brasil gira em torno de $1,502 milhão, valor muito aquém do observado para países desenvolvidos e, também, de países em desenvolvimento como o Chile.

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 de preferências reveladas do VSL na literatura e continuam a constituir a maioria dessas estimativas de mercado, de modo que os formuladores de políticas norte-

[1] 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.

americanos usam estas estimativas para avaliar os benefícios econômicos obtidos pela redução dos riscos de mortalidade no ambiente de trabalho alcançados pelas políticas do governo. Neste trabalho, os autores realizam uma meta-análise com os VSL's de diversos países, mostrando que esta métrica é bastante consolidada na literatura internacional. Já no Brasil, este assunto é pouco explorado. Dessa forma, o trabalho desenvolvido neste primeiro ensaio da tese vem a colaborar com uma literatura bastante incipiente no país, propondo uma estratégia metodológica a qual, ao que se sabe, foi aplicada apenas por Lavetti e Schmutte (2016) para o mercado de trabalho brasileiro, porém para uma período anterior ao ano de 2010.

No segundo ensaio, através do método de diferenças em diferenças generalizadas, avalia-se a Lei de Descanso, implementada em 2012, nas horas mensais trabalhadas, nos salários e nos acidentes não-fatais do trabalho (lesão ou doença) destes trabalhadores. A Lei teve como objetivo principal melhorar as condições de trabalho e reduzir os acidentes envolvendo estes profissionais por regular a jornada diária de trabalho e de descanso dos caminhoneiros brasileiros. Em geral, os resultados não apresentam evidências de que a lei tenha alcançado seu objetivo principal.

Na literatura nacional, apenas Lima (2018) avaliou os impactos desta lei sobre os rendimentos, horas trabalhadas e informalidade destes trabalhadores brasileiros. Dessa forma, este segundo ensaio da tese pretende colaborar com resultados adicionais aos já obtidos por Lima (2018), incorporando a análise sobre os acidentes não-fatais do trabalho, além de utilizar uma base de dados diferente, com estes dispostos em um painel. Ademais, contribuir para a discussão sobre a eficiência desta lei no sentido de alterar os incentivos dos caminhoneiros brasileiros.

Ressalta-se que um elemento diferencial desta tese diz respeito à utilização da base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) identificada. Isso permite que os mesmos trabalhadores sejam acompanhados no tempo, ou seja, possibilita a elaboração de um painel de dados por trabalhadores através do seu CPF ou PIS. Além disso, esta possui informações relativas às ocorrências de acidentes do trabalho para cada trabalhador, permitindo, assim, que se criem estatísticas referentes aos acidentes ocorridos no ambiente de trabalho para setores e subseções da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).

De acordo com o Ministério do Trabalho (2017), fundamentalmente, a RAIS é um Registro Administrativo, de âmbito nacional, com periodicidade anual, obrigatório para todos os estabelecimentos, inclusive aqueles sem ocorrência de vínculos empregatícios no exercício, tendo esse tipo de declaração a denominação de RAIS Negativa. O suprimento das necessidades de controle, de estatísticas e de informações às entidades públicas e à sociedade civil constitui os principais objetivos da RAIS. Criada para fins estatísticos e administrativos, a RAIS registra grande quantidade de informações necessárias ao processo administrativo (viabilização do pagamento do abono salarial, por exemplo) e possibilita, também, tabulações estatísticas de fundamental importância para o acompanhamento e para a caracterização do mercado de trabalho formal ao final de cada ano efetivo em 31 de dezembro. Ao contrário das pesquisas domiciliares, nas quais a coleta tem objetivos especificamente estatísticos, na RAIS os produtos estatísticos ocorrem no curso de uma função administrativa.

O tratamento aplicado aos dados dos estabelecimentos e vínculos empregatícios permite que as informações divulgadas, a partir da RAIS, tenham desagregação até em nível de município, de subatividades, classes econômicas e de ocupações. Tais informações são disponibilizadas segundo o estoque (número de empregos) e a movimentação de mão-de-obra empregada (admissões e desligamentos), por gênero, por faixa etária, por grau de instrução, por rendimento médio e por faixas de rendimentos em salários mínimos. Levando em consideração esses cortes, também se obtêm dados sobre a massa salarial, que é importante indicador para o subsídio às políticas

públicas. Os dados estatísticos da RAIS são utilizados na elaboração de diagnósticos sobre o mercado de trabalho, como apoio aos sindicatos nas negociações coletivas, como orientação aos investimentos públicos e, ainda, como base à elaboração de pesquisas estatísticas de outras instituições, além de outros usos afins (MINISTÉRIO DO TRABALHO, 2017).

Desde os anos 90, os dados da RAIS registram importantes avanços quantitativos e qualitativos, em decorrência da ampliação do número de declarações em meio eletrônico. Nesse período, a cobertura aproximou-se de 97% do setor organizado da economia, consolidando a RAIS como censo do mercado de trabalho formal. Em estatística divulgada em 2007 pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), observou-se nesta base de dados um universo de estabelecimentos de aproximadamente 6,9 milhões (2,9 milhões com vínculo e 4 milhões sem vínculo), sendo que os vínculos empregatícios somavam cerca de 29,8 milhões de empregos celetistas e 7,8 milhões de estatutários, segundo a posição divulgada neste ano-base.

Face ao exposto, esta tese está dividida em quatro capítulos. Além desta introdução geral, será apresentado, no segundo capítulo, o artigo intitulado "O valor estatístico de uma vida: estimativas para o Brasil". O terceiro capítulo é composto pelo artigo intitulado "O impacto da "Lei do Descanso" nas horas trabalhadas, nos salários e nos acidentes não-fatais do trabalho dos caminhoneiros brasileiros". Por fim são apresentadas as considerações finais da tese.

2. O VALOR ESTATÍSTICO DE UMA VIDA: ESTIMATIVAS PARA O BRASIL

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 em geral, o VSL varia entre R$4,453 milhões e R$5,195 milhões, enquanto que para os homens *blue-collars* esta variação é de R$2,895 milhões e R$4,009 milhões. Por outro lado, para as mulheres em geral, o VSL oscila entre R$2,354 milhões e R$3,424 milhões, e entre R$3,399 milhões e R$3,936 milhões para as mulheres *blue-collars,* ou seja, um comportamento oposto ao observado para os homens. 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 in general, VSL varies between R$ 4.453 million and R$ 5.195 million, while for men blue-collar this variation is R$ 2.895 million and R$ 4.009 million. On the other hand, for women in general, VSL ranges from R$ 2,354 million to R$ 3,424 million, and from R$ 3,399 million to R$ 3,936 million for blue-collar women, a behavior that is opposite to that observed for men. In addition, it can be seen that 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

2.1. 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 2.502 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 (CAHUC; CARCILLO; ZYLBERBERG, 2014). 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[2].

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

[2] Para maiores detalhes, ver Cahuc, Carcillo e Zylberberg (2014).

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.

Teoricamente[3], 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 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 $y - w$ (onde y representa a produção destas firmas) 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 trabalho[4]. 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 $\Delta\widehat{w} = \widehat{w}_1 - w_0$, onde w_0 representa o

[3] Ver Cahuc, Carcillo e Zylberberg (2014).
[4] Ver Borjas (2015).

salário de um "emprego seguro" e $\widehat{w}_1$ o salário pago em um emprego de risco. Dessa forma, quanto menos o trabalhador "gosta" do risco, maior será $\Delta\widehat{w}$, 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 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 $\boldsymbol{w}$ recebido por um indivíduo como uma função de suas características pessoais, representadas por um vetor $\boldsymbol{x}$, e de características não salariais dos empregos, representadas por um vetor $\boldsymbol{e}$. Então, a equação a ser estimada possui a seguinte especificação (CAHUC; CARCILLO; ZYLBERBERG, 2014):

$$\ln w = \boldsymbol{x\beta} + \boldsymbol{ea} + \varepsilon. \tag{1}$$

Nesta expressão, $\boldsymbol{a}$ e $\boldsymbol{\beta}$ são os vetores dos parâmetros a ser estimados e ε é o termo de erro com média zero e normalmente distribuído. O vetor $\boldsymbol{x}$ de características pessoais inclui idade, sexo, experiência no trabalho, anos de escolaridade, etnia, local de residência, status familiar etc. Já o vetor $\boldsymbol{e}$ 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[5]). 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):

$$VSL = \hat{e}\ x\ \overline{salário} \tag{2}$$

em que $\overline{salário}$ 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 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 de uma vida (VISCUSI; MOORE, 1987; MOORE; VISCUSI, 1988; SIEBERT;

[5] Value of a Statistical Life.

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 com esta estrutura metodológica de cálculo, o que confere 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 - como por exemplo, a inteligência de uma pessoa ou tais traços de personalidade como motivação, otimismo, autodisciplina ou histórico de saúde da família - capturando 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 de uma vida. Por fim, a seção cinco apresenta as considerações finais.

2.2. Acidentes do trabalho por setores

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 1.229 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 EUA[6]. 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) x 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) x 1000[7]. 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 entre 2012 e 2015 com base nos dados da RAIS.

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
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 100.000 trabalhadores. 2 - Taxa de lesões para cada 1000 trabalhadores. 3 - Taxa de doenças para cada 1000 trabalhadores.

[6] Esta nota metodológica pode ser obtida em https://www.bls.gov/iif/oshnotice10.htm .

[7] Madheswaran (2007) realiza, também, estas diferenciações de escala entre acidentes fatais e não-fatais.

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 100.000 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.

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.

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.

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.

2.3. Metodologia

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

2.3.1. 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 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, 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:

$$ln\, w_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 FATAL_{ijt} + \beta_2 LESÃO_{ijt} + \beta_3 DOENÇA_{ijt} + \beta_4 X_{ijt} + \beta_5 Z_{ijt} + c_i + u_{ijt} \quad (3)$$

em que $ln\, w_{ijt}$ é o logaritmo natural do salário/hora, $FATAL_{ijt}$ é a taxa específica de acidentes fatais para cada subseção da CNAE, $LESÃO_{ijt}$ é a taxa específica de lesão para cada subseção da, $DOENÇA_{ijt}$ é a taxa específica de doença 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. O termo c_i é um fator não observado que afeta w_{ijt} e que não é sistematicamente relacionado às outras variáveis explicativas observáveis de interesse (WOOLDRIDGE, 2010). Por fim, u_{ijt} 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 $\beta's$ 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:

$$\Delta \ln w_{ijt} = \beta_1 \Delta FATAL_{ijt} + \beta_2 \Delta LESÃO_{ijt} + \beta_3 \Delta DOENÇA_{ijt} + \Delta X_{ijt} + \Delta Z_{ijt} + \Delta u_{ijt} \quad (4)$$

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 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:

$$\widehat{VSL} = [\widehat{\beta_1}\ x\ w\ x\ h\ x\ 100.000] \quad (5)$$

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:

$$\widehat{VSLesão} = [\widehat{\beta_2}\ x\ w\ x\ h\ x\ 1.000] \quad (6)$$

$$\widehat{VSDoença} = [\widehat{\beta_3}\ x\ w\ x\ h\ x\ 1.000] \quad (7)$$

2.3.2. Dados

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-collars*; e mulheres *blue-collars*. 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. 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 deflacionada[8], 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[9], 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 trabalhadores, no dever ativo de suas funções, estão submetidos a maiores riscos de acidentes que os demais.

A restrição da amostra para trabalhadores *blue-collars* é uma prática recorrente na literatura sobre diferenciais salariais compensatórios por causa da ínfima ocorrência de acidentes fatais em *white-collars*[10], 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 3 apresenta as médias e desvios-padrões das variáveis utilizadas nos modelos econométricos, bem como suas definições.

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. Quando a amostra se restringe aos *blue-collars*, essa diferença aumenta para 24,48%. 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). Porém, o salário dos homens *blue-collars* é 5,3% menor que o salário médio geral. Essa diferença pode ser observada de melhor forma quando se comparam os salários da amostra restrita a homens e a restrita a homens *blue-collars*, os quais são 11,09% menores que os salários dos primeiros.

A escolaridade medida pelos seus níveis mostra que as mulheres possuem maior média que os homens, mesmo as *blue-collars*. As mulheres, também, permanecem mais tempo nos emprego que os homens, em média.

---

[8] A variável salário/hora foi deflacionada pelo Deflator do PIB informado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.
[9] Valores observados a partir dos dados da RAIS dos anos de 2012 a 2015.
[10] É uma pessoa que desempenha trabalho profissional, gerencial ou administrativo.

Porém, quando se tratam de *blue-collars*, esse período médio diminui em 33,8% quando analisamos a mão-de-obra feminina, sinalizando uma possível maior rotatividade deste tipo de trabalhador no mercado. 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.

Tabela 3. Estatísticas descritivas das variáveis que serão utilizadas nos modelos econométricos

Variáveis	Definição	Amostra completa	Homens	Mulheres	Homens *blue-collars*	Mulheres *blue-collars*
Salário hora	Salário por hora	11,7258	12,3702	10,7004	11,1349	8,9453
		(17,4268)	(18,6875)	(15,5877)	(15,7295)	(11,7479)
Escolaridade	Nível de escolaridade	6,4811	6,2680	6,9203	5,8000	6,4055
		(1,7585)	(1,7558)	(1,5795)	(1,8255)	(1,7232)
Idade	Idade do trabalhador em anos	34,9517	35,0489	34,7716	35,1669	34,3990
		(11,0768)	(11,2129)	(10,8828)	(10,9666)	(10,1607)
Tenure	Tempo que o trabalhador está em seu emprego atual (medido em meses)	46,3998	43,2130	49,4537	36,4551	36,9678
		(73,5937)	(70,0886)	(76,0824)	(58,1908)	(54,7112)
Gênero	1 = Homem; 0 = Mulher	0,5953	-	-	-	-
		(0,4908)	-	-	-	-
Raça	1 = Branca; 0 = Não brancos	0,5754	0,5555	0,6146	0,5362	0,6203
		(0,4943)	(0,4969)	(0,4867)	(0,4987)	(0,4853)
Fatal	Taxa de acidentes fatais	2,5923	3,2407	1,5809	4,3189	2,3597
		(5,9680)	(6,6267)	(4,3800)	(7,1760)	(5,4398)
Lesão	Taxa de lesões	4,8479	5,6191	3,7905	7,0993	5,9077
		(3,3333)	(3,5534)	(2,6676)	(3,3302)	(3,0339)
Doença	Taxa de doenças	2,0124	2,1175	1,9746	2,3888	2,2511
		(6,1281)	(7,3242)	(4,2947)	(9,4058)	(7,4305)
Fatal zero	1 = Taxa de acidentes fatais igual a zero; 0 = Taxa de acidentes fatais diferente de zero	0,4196	0,4201	0,4038	0,4349	0,5536
		(0,4935)	(0,4936)	(0,4907)	(0,4957)	(0,4971)
Lesão zero	1 = Taxa de lesões igual a zero; 0 = Taxa de lesões diferente de zero	0,0024	0,0023	0,0024	0,0018	0,0025
		(0,0485)	(0,0479)	(0,0490)	(0,0427)	(0,0497)
Doença zero	1 = Taxa de doenças igual a zero; 0 = Taxa de doenças diferente de zero	0,0274	0,0273	0,0169	0,0269	0,0213
		(0,1634)	(0,1630)	(0,1290)	(0,1617)	(0,1445)
Quantidade de dias de afastamento	Número de dias de afastamento do emprego por lesão ou doença	8,1150	7,0187	9,9267	8,3700	13,1239
		(43,8763)	(43,2180)	(45,3337)	(47,6065)	(53,9446)
Tamanho do estabelecimento	Tamanho do estabelecimento de acordo com o número de empregados	6,8207	6,7081	6,9641	6,7662	7,0939
		(2,4282)	(2,3498)	(2,5066)	(2,2846)	(2,2916)
	N	10871430	6110584	4316715	3647691	1346778

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

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, seis meses a mais que os trabalhadores homens. Já os homens estão no mesmo emprego três meses a menos que a média dos trabalhadores como um todo (amostra completa). Os trabalhadores *blue-collars* (homens e mulheres), por sua vez, ocupam o mesmo emprego 10 meses a menos que os trabalhadores em geral em média, ou seja, é possível que exista uma maior rotatividade neste tipo de emprego.

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.

2.4. 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), para as mulheres (Tabela 6), para os homens *blue-collars* (Tabela 7) e para as mulheres *blue-collars* (Tabela 8). 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 para heteroscedasticidade.

Também, realizou-se, para todas as amostras listadas, o teste de Hausman[11] 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 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.

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

[11] Os resultados do teste de Hausman podem ser vistos no roda-pés das tabelas.

exercício da atividade laboral[12]. 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.

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 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.

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).

[12] Ver Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991 (BRASIL, 2019).

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***	0,1329***	0,1336***	0,1129***	0,1131***	0,1136***	0,1337***	0,1340***	0,1348***	0,1193***	0,1208***	0,1205***
	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0006	-0,0006	-0,0006
Tenure	0,0038***	0,0038***	0,0038***	0,0036***	0,0036***	0,0035***	0,0039***	0,0039***	0,0038***	0,0034***	0,0034***	0,0034***
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Tenure²	-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***	0,0432***	0,0431***	0,0479***	0,0481***	0,0482***	0,0433***	0,0434***	0,0434***	0,0450***	0,0453***	0,0454***
	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0005	-0,0005	-0,0005	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0007	-0,0007	-0,0007
Idade²	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0005***	-0,0005***	-0,0005***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0005***	-0,0005***	-0,0005***
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Raça	0,0741***	0,0746***	0,0739***	0,0451***	0,0455***	0,0450***	0,0667***	0,0672***	0,0665***	0,0823***	0,0845***	0,0820***
	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0013	-0,0013	-0,0013	-0,0005	-0,0005	-0,0005	-0,0018	-0,0018	-0,0018
Sexo	0,2175***	0,2189***	0,2242***	0,2048***	0,2059***	0,2112***	0,2163***	0,2177***	0,2229***	0,2192***	0,2212***	0,2268***
	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0016	-0,0016	-0,0016	-0,0005	-0,0005	-0,0004	-0,0022	-0,0022	-0,0022
Fatal	0,0024***		0,0028***	0,0016***		0,0020***	0,0024***		0,0028***	0,0030***		0,0037***
	-0,0001		-0,0001	-0,0001		-0,0001	-0,0001		-0,0001	-0,0003		-0,0003
Lesão	0,0016***	0,0019***		0,0024***	0,0026***		0,0016***	0,0019***		0,0029***	0,0035***	
	-0,0001	-0,0001		-0,0003	-0,0003		-0,0001	-0,0001		-0,0003	-0,0003	
Doença	0,0003***	0,0003***		0,0004***	0,0004***		0,0002***	0,0003***		0,0009***	0,0010***	
	0,0000	0,0000		-0,0001	-0,0001		0,0000	0,0000		-0,0002	-0,0002	
Fatal zero	0,0348***		0,0439***	0,0259***		0,0334***	0,0339***		0,0428***	0,0680***		0,0806***
	-0,0005		-0,0005	-0,0014		-0,0015	-0,0006		-0,0006	-0,0022		-0,0022
Lesão zero	-0,1578***	-0,1489***		-0,1372***	-0,1299***		-0,1585***	-0,1497***		-0,0614***	-0,0401*	
	-0,0043	-0,0042		-0,0124	-0,0124		-0,0050	-0,0049		-0,0185	-0,0184	
Doença zero	0,1851***	0,1979***		0,1628***	0,1727***		0,1834***	0,1958***		0,2232***	0,2534***	
	-0,0015	-0,0015		-0,0046	-0,0046		-0,0018	-0,0017		-0,0064	-0,0063	
Qtde. de dias de afastamento	-0,0011***	-0,0011***		-0,0009***	-0,0009***		-0,0011***	-0,0011***		-0,0009***	-0,0009***	
	0,0000	0,0000		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000		0,0000	0,0000	
Tamanho do estabelecimento	0,0362***	0,0351***	0,0364***	0,0369***	0,0366***	0,0369***	0,0349***	0,0338***	0,0350***	0,0401***	0,0399***	0,0405***
	-0,0008	-0,0008	-0,0008	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0009	-0,0009	-0,0010	-0,0004	-0,0004	-0,0004
Tamanho do estabelecimento (5 a 9 trabalhadores)	-0,0602***	-0,0646***	-0,0582***	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0074**	0,0082***	0,0074**
	-0,0054	-0,0054	-0,0054	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	-0,0025	-0,0025	-0,0025
Tamanho do estabelecimento (10 a 19 trabalhadores)	-0,0510***	-0,0543***	-0,0494***	0,0006	0,0010	0,0006	-0,0638***	-0,0681***	-0,0622***	0,0115***	0,0133***	0,0119***
	-0,0046	-0,0046	-0,0046	-0,0018	-0,0018	-0,0018	-0,0063	-0,0063	-0,0064	-0,0024	-0,0024	-0,0024
Tamanho do estabelecimento (20 a 49 trabalhadores)	-0,0452***	-0,0474***	-0,0437***	-0,0001	0,0005	0,0001	-0,0535***	-0,0568***	-0,0523***	0,0220***	0,0242***	0,0228***
	-0,0038	-0,0038	-0,0038	-0,0017	-0,0017	-0,0017	-0,0054	-0,0054	-0,0054	-0,0026	-0,0026	-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.

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 de uma 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 valore 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 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 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.

A quantidade de dias de afastamento também foi ao encontro das estimativas para a amostra completa, apresentando efeitos negativos nos salários à medida que aumentam o número de dias que o trabalhador fica afastado do emprego. O tamanho do estabelecimento, em média, impacta positivamente nos salários nessa amostra, evidenciando que os salários das maiores empresas se sobrepõem aos das menores em termos médios.

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***		0,0036***	0,0018***		0,0021***	0,0031***		0,0034***	0,0034***		0,0038***
	(0,0001)		(0,0001)	(0,0002)		(0,0002)	(0,0001)		(0,0001)	(0,0004)		(0,0004)
Lesão	-0,0021***	-0,0017***		-0,0009*	-0,0008*		-0,0026***	-0,0022***		-0,0013**	-0,0006	
	(0,0001)	(0,0001)		(0,0004)	(0,0004)		(0,0001)	(0,0001)		(0,0005)	(0,0005)	
Doença	0,0003***	0,0004***		0,0003*	0,0004**		0,0001*	0,0002***		0,0007**	0,0009***	
	(0,0000)	(0,0000)		(0,0001)	(0,0001)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0002)	(0,0002)	
Fatal zero	0,0543***		0,0657***	0,0305***		0,0403***	0,0468***		0,0583***	0,0738***		0,0867***
	(0,0008)		(0,0008)	(0,0023)		(0,0023)	(0,0008)		(0,0008)	(0,0036)		(0,0037)
Lesão zero	-0,2005***	-0,1875***		-0,2021***	-0,1940***		-0,1980***	-0,1860***		-0,1082***	-0,0901**	
	(0,0063)	(0,0062)		(0,0204)	(0,0203)		(0,0064)	(0,0063)		(0,0314)	(0,0311)	
Doença zero	0,1993***	0,2191***		0,1798***	0,1918***		0,2038***	0,2208***		0,2223***	0,2548***	
	(0,0018)	(0,0018)		(0,0066)	(0,0065)		(0,0019)	(0,0019)		(0,0095)	(0,0094)	
Qtde. de dias de afastamento	-0,0015***	-0,0015***		-0,0012***	-0,0012***		-0,0015***	-0,0015***		-0,0012***	-0,0012***	
	(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)	
Tamanho do estabelecimento	0,0477***	0,0461***	0,0488***	0,0385***	0,0382***	0,0385***	0,0432***	0,0421***	0,0443***	0,0445***	0,0425***	0,0448***
	(0,0000)	(0,0011)	(0,0011)	(0,0005)	(0,0005)	(0,0005)	(0,0011)	(0,0011)	(0,0011)	(0,0047)	(0,0047)	(0,0047)
Constante	-1,1e+02***	-1,1e+02***	-1,1e+02***	-0,0794***	-0,0564*	-0,0907***	-0,1128***	-0,0694***	-0,1385***	0,0539***	0,0538***	0,0536***
	(0,4203)	(0,4207)	(0,4221)	(0,0232)	(0,0232)	(0,0233)	(0,0115)	(0,0115)	(0,0115)	(0,0001)	(0,0001)	(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 > χ^2 = 0,0000. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

As variáveis relacionadas às taxas de acidentes mostraram comportamentos distintos. Nos casos onde o risco de acidentes fatais e de doença são maiores, os coeficientes foram positivos e significativos, mostrando que existe remuneração compensatória nestes casos. Porém, com relação à probabilidade de lesão, esse efeito foi negativo, ou seja, em empregos onde o risco de lesão aumenta, os salários diminuem. Embora as estimativas tenham sido significativas apenas em algumas especificações (observando as estimativas a partir dos modelos de efeitos fixos e primeiras diferenças), é plausível supor que o risco de lesão para os homens nos empregos não é valorizado na forma de salários no Brasil, ao contrário do que ocorre quando há taxas elevadas de risco de doença ou morte.

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.

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.

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***		0,0027***	0,0011***		0,0016***	0,0019***		0,0026***	0,0017***		0,0025***
	(0,0001)		(0,0001)	(0,0002)		(0,0003)	(0,0001)		(0,0001)	(0,0004)		(0,0006)
Lesão	0,0093***	0,0097***		0,0085***	0,0087***		0,0084***	0,0089***		0,0114***	0,0118***	
	(0,0001)	(0,0001)		(0,0008)	(0,0008)		(0,0001)	(0,0001)		(0,0013)	(0,0013)	
Doença	0,0007***	0,0007***		0,0013***	0,0013***		0,0006***	0,0006***		0,0019***	0,0019***	
	(0,0001)	(0,0001)		(0,0003)	(0,0003)		(0,0001)	(0,0001)		(0,0005)	(0,0006)	
Fatal zero	0,0297***		0,0369***	0,0125***		0,0165***	0,0256***		0,0326***	0,0441***		0,0539***
	(0,0007)		(0,0008)	(0,0025)		(0,0026)	(0,0007)		(0,0008)	(0,0036)		(0,0038)
Lesão zero	-0,1144***	-0,1035***		-0,0755***	-0,0684**		-0,1116***	-0,1016***		-0,0179	0,0020	
	(0,0061)	(0,0061)		(0,0221)	(0,0220)		(0,0061)	(0,0061)		(0,0323)	(0,0320)	
Doença zero	0,1564***	0,1658***		0,1090***	0,1128***		0,1580***	0,1661***		0,1872***	0,2061***	
	(0,0027)	(0,0027)		(0,0103)	(0,0102)		(0,0028)	(0,0027)		(0,0147)	(0,0146)	
Qtde. de dias de afastamento	-0,0008***	-0,0008***		-0,0005***	-0,0005***		-0,0008***	-0,0008***		-0,0005***	-0,0005***	
	(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)	
Tamanho do estabelecimento	0,0217***	0,0202***	0,0216***	0,0241***	0,0238***	0,0249***	0,0178***	0,0165***	0,0179***	0,0105	0,0084	0,0095
	(0,0013)	(0,0013)	(0,0013)	(0,0006)	(0,0006)	(0,0006)	(0,0013)	(0,0013)	(0,0013)	(0,0059)	(0,0059)	(0,0060)
Constante	-1,2e+02**	-1,2e+02***	-1,2e+02***	-0,2763***	-0,2673***	-0,2334***	-0,0709***	-0,0440**	-0,0241	0,0590***	0,0590***	0,0584***
	(0,4716)	(0,4718)	(0,4733)	(0,0492)	(0,0491)	(0,0483)	(0,0148)	(0,0148)	(0,0148)	(0,0012)	(0,0012)	(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 > χ^2 = 0,0000. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

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 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.

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 de uma 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 media, 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.

Os resultados para a amostra que considera apenas homens *blue-collars* são apresentados na Tabela 7. Seguindo o padrão das estimativas realizadas anteriormente, observa-se que os coeficientes das variáveis com taxa de acidente fatal ou doença oriunda do emprego igual a zero são positivos e significativos a 1% para todos os modelos e especificações, exibindo um comportamento padrão e robusto destes controles em todas as formas testadas. Os coeficientes para lesão também seguem um padrão recorrente, principalmente para os homens, apresentando um sinal negativo.

Mesmo controlando-se os dias de afastamento causados por essas lesões, é visível que a probabilidade de lesão tem efeito negativo nos salários, no caso dos homens. E esta quantidade de dias de afastamento também apresentou coeficientes negativos, ratificando o efeito desta situação nos salários dos trabalhadores. O tamanho do estabelecimento tem impacto positivo nesses salários, mostrando, mais uma vez, que estes controles se comportam de maneira linear em praticamente todos os modelos e especificações.

Tabela 7. Estimação da função de salários hedônicos para homens *blue-collars*

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	0,0027***		0,0032***	0,0013***		0,0018***	0,0026***		0,0030***	0,0018***		0,0024***
	(0,0001)		(0,0001)	(0,0002)		(0,0002)	(0,0001)		(0,0001)	(0,0003)		(0,0003)
Lesão	-0,0045***	-0,0049***		-0,0050***	-0,0053***		-0,0060***	-0,0061***		-0,0056***	-0,0054***	
	(0,0001)	(0,0001)		(0,0005)	(0,0005)		(0,0001)	(0,0001)		(0,0007)	(0,0007)	
Doença	0,0001	0,0002***		0,0003	0,0004*		-0,0002***	-0,0001		0,0008***	0,0008***	
	(0,0000)	(0,0000)		(0,0002)	(0,0002)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0002)	(0,0002)	
Fatal zero	0,0631***		0,0758***	0,0320***		0,0439***	0,0502***		0,0634***	0,0238***		0,0392***
	(0,0007)		(0,0007)	(0,0032)		(0,0032)	(0,0008)		(0,0007)	(0,0046)		(0,0046)
Lesão zero	-0,1707***	-0,1753***		-0,1947***	-0,1979***		-0,1592***	-0,1652***		-0,2143***	-0,2184***	
	(0,0081)	(0,0081)		(0,0325)	(0,0325)		(0,0081)	(0,0081)		(0,0465)	(0,0466)	
Doença zero	0,1883***	0,2128***		0,1663***	0,1789***		0,1934***	0,2139***		0,2409***	0,2539***	
	(0,0024)	(0,0024)		(0,0099)	(0,0097)		(0,0025)	(0,0024)		(0,0147)	(0,0145)	
Qtde. de dias de afastamento	-0,0015***	-0,0015***		-0,0012***	-0,0012***		-0,0015***	-0,0015***		-0,0012***	-0,0012***	
	(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0001)	(0,0001)	
Tamanho do estabelecimento	0,0566***	0,0562***	0,0584***	0,0404***	0,0403***	0,0406***	0,0522***	0,0520***	0,0540***	0,0498***	0,0493***	0,0517***
	(0,0012)	(0,0012)	(0,0012)	(0,0007)	(0,0007)	(0,0007)	(0,0012)	(0,0012)	(0,0012)	(0,0057)	(0,0057)	(0,0057)
Constante	-1,1e+02***	-1,1e+02***	-1,1e+02***	0,0614*	0,0900***	0,0108	-0,0524***	-0,0105	-0,1287***	0,0542***	0,0542***	0,0538***
	(0,5124)	(0,5129)	(0,5148)	(0,0271)	(0,0271)	(0,0271)	(0,0123)	(0,0123)	(0,0123)	(0,0013)	(0,0013)	(0,0013)
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	6,013		7,126	2,895		4,009	5,790		6,681	4,009		5,345
VS Lesão												
VS Doença	0,002	0,004		0,007	0,009					0,018	0,018	
R^2	0,3819	0,3805	0,3759	0,2657	0,2653	0,2591						
R^2 overall				0,3895	0,3886	0,3829	0,4022	0,4012	0,3956	0,2168	0,2164	0,2073
R^2 between				0,3918	0,3909	0,3852	0,4048	0,4039	0,3983	0,2131	0,2127	0,2040
R^2 within				0,2657	0,2653	0,2591	0,2582	0,2579	0,2517	0,2556	0,2550	0,2414
Sigma u				0,5040	0,5043	0,5066	0,3569	0,3574	0,3592	0,0000	0,0000	0,0000
Sigma e				0,3534	0,3535	0,3550	0,3534	0,3535	0,3550	0,6385	0,6387	0,6448
N	3293865	3293865	3293865	3293865	3293865	3293865	3293865	3293865	3293865	3293865	3293865	3293865

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 $\chi^2(53)$ = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 5039,76; Prob > χ^2 = 0,0000. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

As variáveis referentes à taxa de acidentes apresentaram comportamentos distintos para o caso de homens *blue-collars*. Para o caso de acidentes fatais, os sinais dos coeficientes foram positivos e significativos a 1%, evidenciando novamente que o risco de acidente de fatal no ambiente de trabalho é recompensado na forma de maiores salários no mercado de trabalho brasileiro, em média. Em se tratando de doenças originadas no exercício da atividade laboral, os coeficientes mostraram-se positivos e significativos em algumas especificações (como pode ser visto na Tabela 7). No caso de lesão, as estimativas apresentaram efeitos negativos e significativos a 1% nos salários, confirmando esta característica para este tipo de acidente quando se trata de trabalhadores do gênero masculino.

Os prêmios salariais pelo risco de acidente fatal para os homens *blue-collars* são menores quando comparados com as estimativas da amostra restrita a homens (Tabela 5). As compensações salariais por esse tipo de risco são de R$0,014 e R$0,020 a partir das estimativas por efeitos fixos, 41,18% menores comparadas com as compensações obtidas para homens, exceto profissionais da agricultura, forças armadas e polícia. As estimativas por primeiras diferenças aumentam esses diferenciais salariais compensatórios para R$40 e R$54 anuais, 42,86% e 35% maiores que o obtido por efeitos fixos, porém, 110% e 74,07% menores em relação a amostra somente para homens. 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 foge do escopo deste trabalho.

O valor estatístico de uma vida estimado para homens *blue-collars* é de R$2,895 milhões e R$4,009 milhões a partir dos coeficientes do modelo de efeitos fixos, 53,82% e 29,58% menor que o observado para a amostra restrita a homens. O valor máximo encontrado do VSL foi de R$5,345 milhões, bem abaixo do verificado para a amostra a homens, o qual foi de R$9,401 milhões.

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* são praticamente iguais aos obtidos na estimação através da amostra restrita a homens. Embora a média salarial para os *blue-collars* seja 11,09% menor que a registrada na amostra restrita a homens, os prêmios também não variam de uma amostra para outra, mantendo-se em R$ 8 anuais a partir das estimativas por efeitos fixos, e em R$ 18 e R$44 por primeiras diferenças. O valor estatístico para doença também manteve-se aproximado entre homens e homens *blue-collars*, oscilando no montante de R$2 mil e R$4 mil através das estimativas por efeitos fixos para estes últimos, e em torno de R$18 mil a partir dos coeficientes da estimação por primeiras diferenças. 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-collars* (Tabela 8). As variáveis com taxas de acidentes iguais a zero para esta amostra seguiram o mesmo padrão do observado para a amostra restrita a mulheres, com os acidentes do tipo fatal e doença iguais a zero apresentando coeficientes positivos e significativos a 1%, e lesão igual zero com coeficientes negativos. Porém, este último mostrou estimativas pouco significativas, dificultando as inferências a seu respeito.

Tabela 8. Estimação da função de salários hedônicos para mulheres *blue-collars*

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	0,0016***		0,0024***	0,0019***		0,0022***	0,0018***		0,0025***	0,0036***		0,0039***
	(0,0001)		(0,0001)	(0,0005)		(0,0005)	(0,0001)		(0,0001)	(0,0008)		(0,0009)
Lesão	0,0082***	0,0082***		0,0104***	0,0103***		0,0085***	0,0085***		0,0097***	0,0096***	
	(0,0002)	(0,0002)		(0,0014)	(0,0014)		(0,0002)	(0,0002)		(0,0019)	(0,0019)	
Doença	-0,0004***	-0,0004***		0,0002	0,0001		-0,0004***	-0,0004***		-0,0003	-0,0003	
	(0,0001)	(0,0001)		(0,0007)	(0,0007)		(0,0001)	(0,0001)		(0,0016)	(0,0016)	
Fatal zero	0,0360***		0,0458***	0,0244***		0,0246***	0,0370***		0,0462***	0,0561***		0,0598***
	(0,0010)		(0,0010)	(0,0059)		(0,0059)	(0,0011)		(0,0011)	(0,0086)		(0,0087)
Lesão zero	-0,0231**	-0,0211**		-0,0107	-0,0128		-0,0214**	-0,0197*		0,0091	0,0082	
	(0,0078)	(0,0078)		(0,0391)	(0,0391)		(0,0079)	(0,0079)		(0,0560)	(0,0559)	
Doença zero	0,1970***	0,2091***		0,0743***	0,0815***		0,1877***	0,2001***		0,1090***	0,1284***	
	(0,0037)	(0,0036)		(0,0173)	(0,0172)		(0,0037)	(0,0037)		(0,0277)	(0,0277)	
Qtde. de dias de afastamento	-0,0009***	-0,0009***		-0,0006***	-0,0006***		-0,0009***	-0,0009***		-0,0006***	-0,0006***	
	(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)	
Tamanho do estabelecimento	0,0498***	0,0486***	0,0494***	0,0300***	0,0294***	0,0307***	0,0502***	0,0489***	0,0498***	0,0411***	0,0382***	0,0404***
	(0,0016)	(0,0016)	(0,0016)	(0,0014)	(0,0014)	(0,0014)	(0,0016)	(0,0016)	(0,0016)	(0,0096)	(0,0096)	(0,0097)
Constante	-1,2e+02***	-1,2e+02***	-1,2e+02***	-0,3736***	-0,3496***	-0,3303***	-0,3940***	-0,3582***	-0,3605***	0,0586***	0,0587***	0,0574***
	(0,7424)	(0,7426)	(0,7463)	(0,0869)	(0,0867)	(0,0873)	(0,0178)	(0,0178)	(0,0179)	(0,0020)	(0,0020)	(0,0020)
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	2,862		4,294	3,399		3,936	3,220		4,473	6,441		6,977
VS Lesão	0,146	0,146		0,186	0,184		0,152	0,152		0,173	0,172	
VS Doença	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R^2	0,4533	0,4528	0,4473	0,2434	0,2429	0,2379						
R^2 overall				0,4014	0,4007	0,3968	0,4413	0,4407	0,4355	0,1724	0,1699	0,1655
R^2 between				0,4014	0,4007	0,3970	0,4418	0,4411	0,4359	0,1635	0,1610	0,1569
R^2 within				0,2434	0,2429	0,2379	0,2273	0,2269	0,2229	0,3383	0,3359	0,3278
Sigma u				0,4701	0,4704	0,4720	0,3678	0,3680	0,3700	0,0000	0,0000	0,0000
Sigma e				0,2661	0,2661	0,2670	0,2661	0,2661	0,2670	0,4046	0,4076	0,4090
N	1215157	1215157	1215157	1215157	1215157	1215157	1215157	1215157	1215157	1215157	1215157	1215157

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 $\chi^2(52)$ = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 2445,58; Prob > χ^2 = 0,0000. Assim, a hipótese nula de diferença não sistemática nos coeficientes foi rejeitada.

Os controles para quantidade de dias de afastamento do trabalho e tamanho do estabelecimento também seguiram o mesmo padrão de suas estimativas para as outras amostras, evidenciando, mais uma vez, a linearidade dos seus impactos nos salários, indiferente da característica da amostra. Esse resultado é relevante no sentido de ratificar a importância destes controles na estimação da função de salários hedônicos.

As variáveis referentes à taxa de acidentes fatais e lesões apresentaram um comportamento semelhante à amostra restrita a mulheres, com coeficientes positivos e significativos, reiterando que a exposição a estes tipos de risco também são valorizadas 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-collars* apresentaram impacto negativo nos salários e foram significativas a 1% apenas na estimação por efeitos aleatórios, 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.

Com relação aos prêmios salariais pela exposição ao risco de acidentes fatais, os resultados mostram que os coeficientes para mulheres *blue-collars* são maiores que os obtidos para a amostra restrita a mulheres. Nesse sentido, embora a média salarial para as *blue-collars* seja 19,62% menor em relação à outra amostra para mulheres, o prêmio salarial por hora para as primeiras é de R$0,016 e R$0,020, 33,3% e 17,65% maiores que os observados para a amostra restrita a mulheres. Quando se comparam os prêmios a partir das estimativas por primeiras diferenças, estes percentuais aumentam 100% e 75%, uma vez que a compensação salarial anual média pelo risco para mulheres *blue-collars* é de R$64 e R$70 através dos coeficientes gerados por esta modelagem. 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.

O valor estatístico de uma vida para mulheres *blue-collars* varia entre R$3,399 milhões e R$3,936 milhões (efeitos fixos) e R$6,441 milhões e R$6,977 milhões (primeiras diferenças). Estes valores são 44,39% e 14,95% (efeitos fixos), e 77,04% e 30,41% (primeiras diferenças) maiores que os valores obtidos para as mulheres em geral, 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-collars* em comparação com a outra amostra para mulheres, uma vez que os coeficientes deste controle apresentaram menor impacto nos salários das trabalhadoras. Porém, os prêmios salariais pelo risco de lesão foram similares aos obtidos na amostra para mulheres, sendo de R$0,093 e R$0,092 por hora trabalhada, em média, a partir das estimativas obtidas por efeitos fixos. Pelas estimativas obtidas pelo modelo de primeiras diferenças, observou-se uma diferença 44,19% contra as mulheres *blue-collars*, uma vez que o prêmio salarial médio anual para estas últimas é de R$172 e, para as mulheres em geral, este valor é de R$248.

Essa menor valorização salarial pelo risco de lesão no caso de mulheres *blue-collars* se reflete, por conseguinte, nos valores estatísticos. Tais valores são de R$186 mil e R$184 mil a partir das estimativas por efeitos fixos, diminuindo para R$173 mil e R$172 mil quando se realiza este cálculo através dos coeficientes do modelo em primeiras diferenças.

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, porém, menores quando foram analisados apenas os homens *blue-collars*, ou seja, os riscos para os trabalhadores deste último grupo são menos valorizados na forma de salários que quando se incluem, também, os

white-collars. 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 recebam 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 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.

Por outro lado, o valor estatístico de uma vida seguiu apresentou um comportamento distinto para os *blue-collars*. Para os homens *blue-collars,* a variação foi de R$2,895 milhões e R$4,009 milhões, ou seja, 53,82% e 29,58% menor que o obtido para os homens em geral. Já para as mulheres *blue-collars*, o VSL oscilou entre R$3,399 milhões e R$3,936 milhões, 44,39% e 14,95% 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 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 milhão[13], aproxima-se do VSL médio de países como Coréia do Sul ($1,509 milhãopara 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.

2.5. 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 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 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

[13] Valor obtido através da cotação do Real frente ao Dólar em dezembro de 2015.

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 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.

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, 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.

3. O IMPACTO DA "LEI DO DESCANSO" NAS HORAS TRABALHADAS, NOS SALÁRIOS E NOS ACIDENTES NÃO-FATAIS DO TRABALHO DOS CAMINHONEIROS BRASILEIROS

Resumo

Em 2012 foi criada a Lei 12.619, que ficou conhecida como a "Lei do descanso". De acordo com Brasil (2017a), esta lei dispõe sobre o exercício da profissão de motorista, visando regular e disciplinar a jornada de trabalho e o tempo de direção dos motoristas rodoviários de passageiros e motoristas rodoviários de cargas (caminhoneiros). Em outros termos, esta nova regra tem por objetivo principal limitar a quantidade de horas diárias trabalhadas e, também, implementar um horário de descanso diário obrigatório, visando reduzir a incidência de acidentes fatais e não-fatais em que estes profissionais acabam se envolvendo no exercício de sua atividade laboral. Além disso, ao se definir uma regra de carga de horário de trabalho e de descanso diário, a nova lei transfere ao profissional que não cumpri-la a responsabilidade civil pelo dano em caso de envolvimento em acidentes. Então, o objetivo deste artigo é avaliar o impacto da referida lei na quantidade de horas mensais trabalhadas, nos salários e nos acidentes não-fatais do trabalho (lesões e doenças) dos caminhoneiros brasileiros. Para tanto, é construído um painel de dados por indivíduos a partir de dados do Registro Anual de Informações Sociais (RAIS) do período 2011 a 2014, e estimado o método de diferenças em diferenças generalizadas (GDD) para verificar a eficácia de tal lei nas variáveis de interesse mencionadas. Em geral, os resultados mostram que a "Lei do Descanso" não gerou efeitos estatisticamente significativos em nenhuma destas variáveis.

Palavras-chave: Acidentes do trabalho; Responsabilidade por acidentes; Caminhoneiros; Diferenças em diferenças generalizadas; Dados em painel

Abstract

In 2012 Law 12.619 was created, which became known as the "Law of rest". According to Brazil (2017a), this law provides for the exercise of the driver's profession, aiming to regulate and discipline the working day and the driving time of road drivers of passengers and truck drivers. In other words, this new rule has as its main objective to limit the number of hours worked daily and also to implement a mandatory daily rest schedule in order to reduce the incidence of fatal and non-fatal accidents in which these professionals end up getting involved in the exercise of their work activity. In addition, when defining a rule for working hours and daily rest, the new law transfers to the professional that does not fulfill civil liability for damage in case of involvement in accidents. So, the objective of this article is to evaluate the impact of this law on the amount of monthly hours worked, on wages and non-fatal accidents of the work (injuries and diseases) of Brazilian truck drivers. To do so, a panel of data is constructed by individuals from data from the Annual Social Information Registry (RAIS) for the period 2011 to 2014, and estimated the generalized differences in differences (GDD) method to verify the effectiveness of such law in the variables of interest. In general, the results show that the "Law of rest" did not generate statistically significant effects in any of these variables.

Keywords: Labor accidents; Liability for accidents; Generalized differences in differences; Truck drivers; Panel data

3.1. Introdução

Ao longo dos anos, muitos trabalhos têm sido desenvolvidos buscando analisar o *trade-off* entre salários e risco de acidentes que os trabalhadores se deparam diariamente no exercício de suas atividades laborais (VISCUSI; MASTERMAN, 2017). Conforme destacam Thaler e Rosen (1976), voluntariamente os trabalhadores acabam aceitando muitos riscos de morte ou 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 também como o fomentador de um mecanismo implícito de negociação em risco (e outros atributos), variando de um emprego para outro.

Dorman e Hagstrom (1998) argumentam que, em mercados perfeitamente competitivos, os trabalhadores receberão um prêmio salarial que compensará exatamente a desutilidade de assumir maiores riscos de lesão ou morte. Dessa forma, é possível que alguns trabalhadores acabem subestimando determinados riscos de acidente em seus empregos na busca de maiores salários, ou seja, expondo-se a riscos ainda maiores que os riscos naturais de suas atividades laborais.

Esta situação de exposição exacerbada ao risco de acidentes fatais ou não-fatais pode ser percebida no setor de transportes terrestres no Brasil. De acordo com informações da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) desenvolvida pelo Ministério do Trabalho (2017), em 2011, oito a cada 100.000 trabalhadores deste setor sofreram acidentes fatais no desempenho da atividade. Em 2012, esta média aumentou para 11 acidentes fatais a cada 100.000 trabalhadores. No mesmo ano, foram registradas sete lesões no ambiente do trabalho a cada 1000 profissionais e duas doenças oriundas do desempenho da atividade a cada 1000 motoristas, tornando o setor um dos maiores responsáveis por acidentes do trabalho no país, onerando, também, desta maneira, serviços de saúde públicos e privados.

Também, de acordo com o Anuário Estatístico de Acidentes do Trabalho (AEAT) publicado pela Secretaria de Previdência do Ministério do Trabalho (2018), em 2009, foram registrados 9.142 acidentes típicos do trabalho, ou seja, aqueles que ocorrem no ambiente de trabalho, entre os caminhoneiros brasileiros na execução de sua atividade laboral, representando 2,2% do total de acidentes do trabalho deste tipo registrado no país. Em 2012, este número total aumentou para 10.058, sendo responsável por 2,4% do total de acidentes típicos ocorridos no período. Com relação às doenças adquiridas no trabalho, em 2009 foram registradas 248 incidências de afastamentos do trabalho por este motivo, representando 1,3% do total de ocorrências de doenças registradas em todo o mercado de trabalho brasileiro. Em 2012, este total entre os caminhoneiros diminuiu para 212, o que representa 1,2% do total de ocorrências de doenças no período. Ou seja, estas informações mostram que há um número relevante de acidentes envolvendo caminhoneiros no país em comparação com as demais atividades econômicas.

Segundo Beek (2011), na literatura é possível encontrar uma série de estudos que avaliam as principais causas de acidentes entre os motoristas rodoviários, principalmente caminhoneiros. Em geral, estes estudos têm focado nas horas trabalhadas, fadiga e privação do sono como as causas da redução de vigília ou do adormecimento ao volante por parte dos caminhoneiros como elementos principais nas causas de acidentes de trânsito e mortes relacionadas às estradas. Cohen e Dehejia (2004) acrescentam que a incidência de acidentes com veículos motorizados e mortes no trânsito provavelmente são influenciadas pelas escolhas feitas pelos motoristas, incluindo direção cuidadosa, ingestão de bebidas alcoólicas e drogas ilícitas, e quantidade de horas de condução do veículo.

Outros fatores, como a idade e experiência ao volante são outras características relacionadas aos acidentes envolvendo caminhoneiros, ou seja, motoristas jovens, logo pouco experientes e menos adversos ao risco, tendem a

ser os principais responsáveis por acidentes rodoviários (HÄKKÄNEN; SUMMALA, 2001). Segundo Campbell (1991), o risco de acidente envolvendo caminhoneiros aumenta significativamente quando o caminhoneiro tem menos de 30 anos.

McCart *et al.* (2000) mostra que mais da metade dos caminhoneiros que foram analisados em seu estudo confirmaram já ter dormido ao volante enquanto dirigiam e 25% admitiram ter dormido ao volante. Dado o tamanho e peso dos caminhões, estas situações frequentemente resultam em lesões severas ou até mesmo acidentes fatais ao longo das estradas. Além disso, eventos como estes causam acidentes envolvendo tanto caminhoneiros quanto terceiros.

Com relação à fadiga, segundo McCartt *et al.* (2000), dirigir é tipo fadiga: monótono, repetitivo e requer atenção constante. Williamson, Feyer e Friswell (1996) mostram que a fadiga aumenta de acordo com a duração da viagem, independentemente do regime de direção praticado pelo caminhoneiro. Wylie *et al.* (1996) acrescentam que o fator preponderante que influencia na fadiga dos motoristas é a hora do dia em que se realiza o percurso de viagem, elemento este que se sobrepõe ao tempo na tarefa e ao número acumulado de viagens. Ademais, Häkkänen e Summala (2001) indicam que a probabilidade da fadiga ser a causa de um acidente aumenta significativamente quando o motorista já apresentava sinais de fadiga durante a condução.

Além destes aspectos, longas horas de trabalho também estão associadas a efeitos adversos à saúde, como por exemplo doenças cardiovasculares, diabetes, aposentadoria por invalidez motivada por falta saúde física, fadiga e alterações fisiológicas nos parâmetros cardiovasculares e imunológicos (BEEK, 2011). Além disso, de acordo com Häkkänen e Summala (2001), a ocorrência de uma doença ou de acidente passado gera um aumento significativo no risco de acidente. Nesse sentido, em estudo realizado nos EUA, Korelitz *et al.* (1993) mostraram que o desenvolvimento de programas de promoção à saúde dos caminhoneiros geraram uma boa condição para estes profissionais em relação aos problemas citados anteriormente.

Diante destes problemas, segundo McCart *et al.* (2000) e Beek (2011), a medida mais trivial para solucioná-los seria a redução das horas trabalhadas para diminuir a carga de trabalho dos caminhoneiros, o que melhoraria as chances de própria recuperação após o trabalho e diminuiria o risco de acidentes de tráfego. Entretanto, o principal problema desta proposta é que ambos, companhias de transporte e caminhoneiros, beneficiam-se financeiramente através de longas jornadas de trabalho, ou seja, quanto mais horas trabalhadas, maiores serão os lucros e salários (BEEK, 2011).

Como alternativas para esta questão, Beek (2011) sugere que os caminhoneiros poderiam fazer pausas mais curtas, principalmente quando se sentirem fadigados. Nesse sentido, uma melhor cooperação entre as empresas e caminhoneiros poderiam, também, ajudar a diminuir esta carga horário de trabalho encorajando pausas mais curtas. O autor acrescenta que o Estado poderia ser mais enérgico com aqueles que violarem as regulações referentes a horas dirigidas.

Estas medidas legais de controle de horas trabalhadas por caminhoneiros já existem na Europa e nos EUA. Conforme McCartt *et al.* (2000), as regulamentações federais de horas de serviço são ferramentas primárias usadas pelas Administração Federal de Rodovias norte-americanas para promover viagens seguras por motoristas interindustriais. Os pontos a serem destacados desta regulamentação dizem respeito a determinação de que nenhum motorista de caminhão pode operar um veículo motorizado enquanto sua capacidade ou vigilância estiver prejudicada, ou possivelmente ficar incapacitada devido à fadiga. Além disso, estipula que exceto sob limitadas circunstâncias, motoristas interindustriais de caminhão não podem dirigir por mais de dez horas consecutivas ou trabalhar mais que 15 horas antes de ter oito horas de folga. Dessa forma, o motorista pode dividir as oito horas de

folga em dois períodos se o caminhão tiver um local adequado para descanso. Na União Europeia, a regulamentação vigente estipula que o tempo máximo de direção é dez horas e o tempo de descanso é de, ao menos, 11 horas por período de 24 horas (HÄKKÄNEN; SUMMALA, 2001).

No Brasil, para situações passadas, os Tribunais de Justiça do Trabalho enfrentavam a questão legal da jornada do motorista de transporte rodoviário sob o prisma do artigo 62, inciso I, da Consolidação das Leis do Trabalho (BRASIL, 2018), a qual dispunha o seguinte:

"Art. 62 – Não são abrangidos pelo regime previsto neste capítulo: (Redação dada pela Lei nº 8.966, de 27.12.1994)
I – os empregados que exercem atividade externa incompatível com a fixação de horário de trabalho, devendo tal condição ser anotada na Carteira de Trabalho e Previdência Social e no registro de empregados; (Incluído pela Lei nº 8.966, de 27.12.1994)"

Dessa forma, o caminhoneiro costumava ser contratado pelas transportadoras como um trabalhador externo, não sujeito a controle de horário. Com isso, não eram pagas horas extras e tampouco regulados intervalos de descanso. A exceção a esta regra se dava nos casos em que, mediante ação trabalhista, se conseguia comprovar que de alguma maneira a empresa conseguia controlar a jornada do caminhoneiro.

De modo a coibir esta carga excessiva de trabalho que estes profissionais cumpriam, aliadas às condições precárias que os motivava a optar por situações extremas para realizá-las conforme mencionado anteriormente e visando, também, reduzir o número de acidentes do trabalho deste setor, em 2012 foi criada a Lei 12.619, que ficou conhecida como a "Lei do descanso". De acordo com Brasil (2017a), esta lei dispõe sobre o exercício da profissão de motorista, visando regular e disciplinar a jornada de trabalho e o tempo de direção do motorista profissional.

Em termos gerais, nela ficou previsto que os motoristas não podem trabalhar mais de oito horas diárias ou 44 horas semanais em turnos fixos, tampouco mais de 6 horas diárias quando em regime de turnos interruptos de revezamento. Uma exceção fica por conta dos acordos e convenções coletivas de trabalho, as quais podem prever a compensação de horários ou até mesmo a redução dessas jornadas de trabalho (SILVA, 2012). É importante ressaltar que, conforme Brasil (2017a), estão sujeitos às sanções desta lei os motoristas profissionais de veículos automotores cuja condução exija formação profissional e que exerçam a atividade mediante vínculo empregatício, nas seguintes atividades ou categorias econômicas: transporte rodoviário de passageiros e transporte rodoviário de cargas.

Do ponto de vista econômico, esta alteração de lei pode ser vista de diversas formas. Primeiramente, segundo Cahuc, Carcillo e Zylberberg (2014), trabalhadores são incentivados a fazer um esforço extra para obter um maior salário. Porém, uma alteração nas normas sociais (leis), as quais influenciam na produtividade do trabalho e no esforço de equilíbrio, podem funcionar como externalidades negativas no sentido de comprometer a eficiência do mecanismo de competitividade. Ou seja, trazendo ao assunto em questão, é possível que o controle das horas trabalhadas imposto pela nova lei aos motoristas rodoviários possa impactar negativamente nos seus rendimentos do trabalho.

Por outro lado, esta nova legislação pode funcionar no sentido de diminuir a exposição ao risco de acidentes do trabalho que estes trabalhadores se submetem diariamente, uma vez que, com a rigidez de horas diárias trabalhadas, os motoristas tenham um maior período de descanso de uma jornada de trabalho à outra. Dessa forma, a lei do descanso poderia impactar na exposição ao risco destes trabalhadores, pois, conforme destacam Rohlfs, Sullivan e Kniesner (2015), uma situação que causa uma mudança exógena no risco é uma alteração de regra (lei, por exemplo).

Entretanto, de acordo com inciso V do Art. 2º da Lei 12.619 (BRASIL, 2017a),

> *"A jornada de trabalho e tempo de direção são controlados de maneira fidedigna pelo empregador, que poderá valer-se de anotação em diário de bordo, papeleta ou ficha de trabalho externo, nos termos do § 3º do art. 74 da Consolidação das Leis do Trabalho - CLT, aprovada pelo Decreto-Lei nº 5.452, de 1º de maio de 1943, ou de meios eletrônicos idôneos instalados nos veículos, a critério do empregador."*

ou seja, o registro de horas trabalhadas é feito pelo motorista e repassado ao empregador, sem qualquer outro mecanismo de fiscalização desta informação. Além disso, esta mesma lei prevê que horas extras e regimes de trabalho com horários diferenciados podem ser negociados entre motorista e empregador mediante instrumentos de acordos ou convenção coletiva de trabalho. Então, dada a ausência de fiscalização, a possibilidade de empregadores e motoristas registrarem apenas informações que lhe são convenientes é crível e merece ser observada. Hertz (1988) e Braver *et al.* (1992) já alertavam que o não cumprimento de quantidade de horas de direção era bastante comum entre os caminhoneiros americanos. Braver *et al.* (1992) acrescenta que a maioria destas violações ocorriam por razões econômicas. Entretanto, embora os registros apontem para uma redução de horas de trabalho e, talvez, de salários, a suposta negligência quanto ao cumprimento da lei pode ser captada na ocorrência de acidentes do trabalho. Dessa forma, esta nova lei, embora careça de maior fiscalização de seu cumprimento, fornece um elemento importante no que diz respeito à responsabilidade civil pelos acidentes que é posta aos empregadores e motoristas que burlam estas novas regras.

Nesse sentido, segundo Shavell (2003), sem responsabilidade civil por acidentes, os "lesionadores" (que aqui serão representados por motoristas e empresas) não exerceriam qualquer cuidado. Na prática, os resultados deste tipo de negligência são confirmados por Cohen e Dehejia (2004), os quais alertam que limitar a responsabilidade dos motoristas de veículos motorizados por meio de leis de responsabilidade sem culpa leva a aumento nas mortes de trânsito. Além disso, os autores acrescentam que como um sistema de responsabilidade civil sem culpa limita a responsabilidade dos motoristas por suas ações, ele também enfraquece seus incentivos para tomar precauções ao dirigir.

Porém, sob responsabilidade civil estrita (com culpa), eles deveriam sempre pagar pelo dano causado em um acidente (SHAVELL, 2007), ou seja, motoristas e empresas que excedam as horas legais de trabalho, além de burlar outros quesitos previstos na nova lei, são responsabilizados civilmente por este dano, algo que anteriormente não era previsto na legislação brasileira, por exemplo. Adicionalmente, Kolstad, Ulen e Johnson (1990) e Shavell (2007) ressaltam que a ameaça de ação, por outro lado, pode forçar o cuidado apropriado por parte destes agentes, uma vez que a precaução tende a diminuir o risco de acidentes e esta ameaça os induz a escolher um nível de cuidado ao volante que seja socialmente ótimo. Dessa forma, um motorista será responsabilizado pelas perdas por acidente apenas se ele foi negligente, ou seja, somente se seu nível de cuidado foi menor que o nível chamado de "devido cuidado", que neste caso é representado pela quantidade de horas trabalhadas e de descanso previstos nesta nova regra. Entretanto, esta precaução por parte das empresas e dos motoristas, embora reduza os custos esperados gerados por acidentes, é custosa a eles economicamente (SHAVELL, 2007).

De acordo com Shavell (2007), o nível de atividade realizada por motoristas e empresas, nesse caso, é apenas o seu custo de precaução, que é menor que o custo social, que também inclui a probabilidade de acidentes.

Mas, um aumento neste nível de atividade (que pode ser representado pela quantidade de kilômetros percorridos) resultará em um proporcional aumento das perdas esperadas por acidentes, dado o nível de cuidado, aumentando, também, sua utilidade. Então, a maximização da utilidade dos motoristas deriva de seu engajamento em sua atividade menos os custos sociais totais, que são os custos de cuidado mais as perdas esperadas por acidentes (SHAVELL, 2003).

Entretanto, é importante salientar que a única forma deles serem induzidos a praticar o nível ótimo de sua atividade é suportando as perdas por acidentes, ou seja, assumindo o risco de serem responsabilizados por negligenciarem a lei. Dessa forma, conforme Shavell (2003), sob responsabilidade civil estrita, a utilidade dos motoristas e empresas menos os custos esperados será igual a medida de bem-estar social, uma vez que eles pagarão pelas perdas por acidentes que causarem e aproveitarão naturalmente os benefícios de se engajar em sua atividade, suportando os custos de cuidado, ou seja, escolherão o nível ótimo de cuidado e o nível ótimo de sua atividade.

Diante destes aspectos, conforme destacam Cohen e Dehejia (2004), mudanças nas regulamentações fornecem um experimento natural em larga escala, através do qual podemos examinar os efeitos destas alterações legais de diversas formas. Nesse sentido, espera-se que com a definição na lei da quantidade de horas trabalhadas e de descanso, haja uma diminuição no número de lesões no trabalho e de doenças oriundas do exercício da atividade laboral dos caminhoneiros e motoristas rodoviários de passageiros no Brasil. Ao que se sabe, apenas Lima (2018) analisou empiricamente os efeitos desta lei sobre estes profissionais.

Então, o objetivo deste artigo é avaliar o impacto da lei de descanso nas condições e nos acidentes do trabalho destes profissionais. Para tanto, a partir da base de dados da RAIS e com o suporte do método de diferenças em diferenças generalizadas, será analisado o efeito desta lei nos salários dos caminhoneiros e motoristas rodoviários de passageiros, nas suas horas trabalhadas e nos acidentes do trabalho (lesão e doença).

Após esta introdução, será demonstrada, na seção seguinte, a estratégia metodológica utilizada para a obtenção dos resultados, assim como os dados. Na seção três serão apresentados os resultados do estudo e, logo após, as considerações finais do trabalho.

3.2. Metodologia

O método de diferenças em diferenças (DD) tem sido amplamente utilizado no meio acadêmico como uma ferramenta eficaz para avaliação de políticas públicas[14]. Basicamente, o método consiste no cálculo de uma dupla subtração, onde a primeira se refere à diferença das médias da variável de resultado entre os períodos anterior e posterior ao tratamento, para o grupo de tratamento e de controle, e a segunda diferença diz respeito à diferença da primeira diferença calculada entre estes dois grupos. Para a sua estimação, é preciso que existam informações, para ambos os grupos, antes e depois de ocorrer o tratamento.

No caso específico deste trabalho, a Lei 12.619, de 30 de abril de 2012, conhecida como a "Lei do descanso", abrangeu todos os motoristas rodoviários brasileiros de cargas e de passageiros brasileiros. Assim, estes profissionais compõem o grupo de tratamento, ou seja, aqueles que foram expostos às mudanças ocorridas a partir da alteração da lei.

Para determinar o grupo controle, conforme destaca Caliendo e Kopeinig (2008), o ideal seria encontrar profissionais com características laborais mais próximas possíveis dos trabalhadores que compõem o grupo de

[14] Para maiores detalhes do método, ver Peixoto *et al.* (2016) e Lee (2016).

tratamento para se captar o puro efeito da implementação desta lei. Entretanto, dada a sua total abrangência sobre os motoristas rodoviários brasileiros, tanto de cargas (caminhoneiros) como de passageiros, e a consequente dificuldade de se encontrar os pares perfeitos para estes trabalhadores, este exercício ficou dificultado. Uma solução alternativa para este problema seria a utilização da técnica *matching*, a qual consiste em encontrar, em um grande grupo de não participantes, aqueles indivíduos que são semelhantes aos participantes em todas as características de pré tratamento relevantes (CALIENDO; KOPEINIG, 2008; ALMEIDA; BRAVO-URETA, 2017). Porém, esta abordagem foge do escopo deste trabalho. Mas, para solucionar esta situação, optou-se por formar o grupo de controle a partir de profissionais também do setor de transportes não afetados pela Lei do Descanso, os quais são representados, basicamente, por profissionais do transporte aquaviário, marítimo, aéreo e por profissionais de transportes rodoviários que não foram cobertos por esta nova regra[15].

Em tese, baseado em Peixoto *et al.* (2016), uma maneira simples de expressar o estimador do método DD é a partir do cálculo de uma dupla diferença de médias da variável resultado. Assim, seja $T = \{1; 0\}$ o grupo afetado (tratado) ou não (controle) pela lei e $t = \{1; 0\}$ os períodos pré e pós este tratamento. O estimador DD será dado por:

$$\beta_{DD} = \{E[Y|T = 1, t = 1] - E[Y|T = 1, t = 0]\} - \{E[Y|T = 0, t = 1] - E[Y|T = 0, t = 0]\} \quad (1)$$

ou seja, pela diferença temporal do efeito ocorrido com o grupo de tratamento, subtraído da mesma diferença calculada para o grupo de controle. Dentro deste estimador está a hipótese de que a variação temporal na variável de resultado para o grupo de controle representa a variação contrafactual do grupo tratado, isto é, a variação que seria experimentada pelo grupo de tratamento na ausência da alteração da referida lei.

Então, de forma genérica, o efeito médio desta lei na variável de interesse Y, por exemplo, será:

$$EML = E(Y_{1i} - Y_{0i}|D = 1) \quad (2)$$

em que:

EML = Efeito médio do tratamento sobre os tratados;
Y_{1i}= Variável de interesse i atingida pelo tratamento;
Y_{0i} = Variável de interesse i não atingida pelo tratamento (controle);
$D = 1$ – Participa do grupo de tratamento;
$D = 0$ – Participa do grupo de controle.

Entretanto, de acordo com Lee (2016), o estimador DD depende essencialmente da condição de efeito seleção zero, ou seja, se o tratamento for mantido contrariamente ao fato, ambos os grupos de tratamento e controle mudariam na mesma magnitude, em média. Porém, tal condição pode ser questionável se houver uma discrepância no período pré-tratamento, de modo que as respostas entre os dois grupos mudem de maneira diferente nos períodos pré-tratamento (no caso de haver disponibilidade de mais de um período pré-tratamento). Nessas condições, se um *gap* no período pré-tratamento é encontrado e acredita-se que ele persista no futuro, o DD deve ser

[15] As atividades, de acordo com a CNAE, que compõem dos grupos de tratamento e controle são detalhadas na Tabela E do Apêndice.

modificado, passando a denominar-se Diferenças em Diferenças generalizadas (GDD), no qual caracteriza-se por um DD com, no mínimo, uma diferença adicional no tempo, isto é, GDD necessita de no mínimo três períodos para ser implementado (LEE, 2016). O benefício do GDD é que ele permite que o efeito seleção seja uma constante no tempo que não necessariamente é zero, isso porque tal constante acaba sendo removida pela diferença de tempo adicional usando-se dois períodos pré-tratamento.

Dessa forma, o GDD consiste em uma forma eficiente de se estimar o DD através de dados em painel. O benefício desta estratégia é que ela possibilita o controle de efeitos fixos não observáveis que são invariantes no tempo, os quais, se não controlados, podem afetar negativamente os resíduos do modelo (WOOLDRIDGE, 2010). Dessa forma, conforme Angrist e Pischke (2009), o método DD com dados em painel nada mais é que uma versão da estimação do modelo de efeitos fixos.

Assim, para avaliar o impacto da Lei do descanso nas condições e nos acidentes não-fatais (lesão e doença) do trabalho (a qual foi implementada em 2012, conforme mencionado anteriormente), serão estimadas quatro funções da seguinte forma:

$$ln\, w_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tratado_i X\text{tempo}_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (3)$$

$$\text{HMT}_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tratado_i X\text{tempo}_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (4)$$

$$LESÃO_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tratado_i X\text{tempo}_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (5)$$

$$DOENÇA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tratado_i X\text{tempo}_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (6)$$

em que $ln\, w_{it}$ é representa o logaritmo do salário/hora do trabalhador, HMT_{it} suas horas mensais trabalhadas, $LESÃO_{it}$ a taxa de lesões no ambiente trabalho e $DOENÇA_{it}$ a taxa de doenças oriundas da atividade laboral nos períodos analisados. $Tratado_i$ é uma variável binária que assume 1 para o trabalhador que compõe o grupo de tratamento (motoristas rodoviários de passageiros e caminhoneiros) e 0 se pertence ao grupo de controle, $tempo$ é o período pós-tratamento, $Tratado_i X\text{tempo}_t$ é o trabalhador que recebeu o tratamento da lei após sua implementação, α_i é o controle de efeitos fixos de indivíduos e δ_t refere-se ao controle para efeitos fixos de tempo. Diante de todos estes controles, o estimador β_1 irá mostrar a magnitude do impacto da lei nas situações propostas.

Além desta estratégia de identificação, serão testadas outras alternativas para se checar a robustez dos resultados. A primeira delas diz respeito às diferenças de características de exercício da atividade laboral entre motoristas rodoviários de passageiros e de cargas (caminhoneiros). De acordo com a Resolução nº 1971, de 25 de abril de 2007 da Agência Nacional de Transportes Terrestres – ANTT, em seu Artigo 4º, já se previa um controle de jornada de trabalho para os motoristas rodoviários de passageiros, assim como o controle de horas de descanso para os mesmos. Dessa forma, é possível que a Lei do Descanso não tenha um impacto significativo nestes profissionais, especificamente. Porém, para os caminhoneiros, não existe qualquer determinação legal deste tipo antes desta lei, ou seja, é provável que os caminhoneiros sejam realmente sensíveis a ela.

Para verificar estas hipóteses, as equações 3, 4, 5 e 6 serão modificadas em duas situações: primeiramente, o modelo GDD será estimado tendo como grupo de tratamento apenas os caminhoneiros e com os motoristas rodoviários de passageiros participando, agora, do grupo de controle. Na segunda situação, os motoristas rodoviários de passageiros são excluídos da amostra, ou seja, não participarão nem do grupo de tratamento, nem do grupo de

controle. O objetivo destes testes é analisar se existe um efeito específico da lei nos caminhoneiros. Dessa forma, as equações 3, 4, 5 e 6 serão modificadas da seguinte forma:

$$ln\, w_{it} = \beta_0 + \beta_1 Caminhoneiros_i X\text{tempo}_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (7)$$

$$\text{HMT}_{it} = \beta_0 + \beta_1 Caminhoneiros_i X\text{tempo}_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (8)$$

$$LESÃO_{it} = \beta_0 + \beta_1 Caminhoneiros_i X\text{tempo}_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (9)$$

$$DOENÇA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Caminhoneiros_i X\text{tempo}_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (10)$$

A segunda alternativa adicional de robustez será o período referente ao tratamento. Como será visto adiante na seção de Dados, a base utilizada para este estudo compreende os anos de 2011 a 2014, sendo os anos de 2013 e 2014 referentes ao período pós tratamento. Porém, analisando-se dessa forma, teria-se, como o impacto da lei, a média destes dois anos na variável de resultado. Então, para se analisar o efeito da lei apenas no ano de sua implementação (2013), o modelo GDD será modificado e estimado da seguinte forma:

$$ln\, w_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tratado_i X2013_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (11)$$

$$\text{HMT}_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tratado_i X2013_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (12)$$

$$LESÃO_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tratado_i X2013_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (13)$$

$$DOENÇA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tratado_i X2013_t + \beta_2 \alpha_\text{i} + \beta_3 \delta_\text{t} + u_{it} \quad (14)$$

Esta mesma estratégia será testada para as equações onde o grupo de tratamento é restringido apenas aos caminhoneiros.

Ademais, é importante ressaltar que ao analisar o efeito de uma lei federal (como é o caso), ou seja, que abrange todos os profissionais do país em que se pretende avaliar o impacto, e ao controlar os efeitos fixos de trabalhadores, conforme mencionado anteriormente, são solucionados dois problemas principais deste método: o problema de auto seleção de tratados e o problema de viés da variável omitida. Estas correções são essenciais no sentido da robustez do estimador GDD.

3.2.1. Dados

A base de dados utilizada para a realização dos estudos propostos é a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) dos anos de 2011 a 2014, fornecida pelo Ministério do Trabalho (MT). De um modo geral, segundo o MT (2018), estas informações têm por objetivo o suprimento às necessidades de controle da atividade trabalhista no País, o provimento de dados para a elaboração de estatísticas do trabalho e a disponibilização de informações do mercado formal de trabalho às entidades governamentais.

A RAIS também pode ser obtida de forma identificada, ou seja, em cada período são informados os CPF's (Cadastro de Pessoa Física) de cada indivíduo que compõem a base. Esta possibilidade permite que se crie o painel de dados comentado anteriormente, de modo que, nestas condições, é possível acompanhar os indivíduos ao longo do tempo. Também, esta base se diferencia das demais por informar as ocorrências de acidentes do trabalho para cada indivíduo, possibilitando que as estatísticas referentes a estes casos se tornem possíveis de serem observadas e acompanhadas para cada trabalhador ao longo de sua carreira.

Como a RAIS representa uma população do emprego formal no país, ou seja, contém milhões de observações, para este trabalho foram extraídas amostras aleatórias tanto das atividades econômicas que compõem o grupo de controle como as que compõem o grupo de tratamento. Esta estratégia é utilizada para que as tendências paralelas (placebos) sejam atendidas para garantir a robustez das análises realizadas.

Dessa forma, as variáveis de interesse para a realização das estimações propostas são apresentadas na Tabela 9, juntamente com suas médias e desvios-padrão. Nela estão presentes dois arranjos de grupos de tratamento e controle: no primeiro, o grupo de tratamento é composto pelos motoristas rodoviários de passageiros e os motoristas rodoviários de cargas (caminhoneiros) e o grupo de controle formado por profissionais dos transportes aéreo, aquaviário e marítimo. No segundo, o grupo de tratamento passa a ser formado apenas pelos motoristas rodoviários de cargas (caminhoneiros) e o grupo de controle é composto pelos profissionais dos transportes aéreo, aquaviário e marítimo mais os motoristas rodoviários de passageiros.

Tabela 9. Estatísticas Descritivas

VARIÁVEIS	TRATADOS						CAMINHONEIROS					
	Grupo de Controle			Grupo de Tratamento			Grupo de Controle			Grupo de Tratamento		
	N	Média	D.P.	N	Média	D.P.	N	Média	D.P.	N	Média	D.P.
HMT	13.408	168,5	18,81	548	180,4	11,80	13.724	168,7	18,73	232	183,2	12,05
Salário/hora	13.408	25.86	33.45	548	9.283	4.973	13.724	25.48	33.16	232	8.784	4.473
Lesão	20.355	0,00727	0,0850	849	0,00589	0,0766	20.854	0,00710	0,0839	350	0,0143	0,119
Doença	2.369	0,00338	0,0580	22.291	0,00040	0,0201	15.010	0,00100	0,0316	9.650	0,0002	0,0144

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2011 a 2014 (MT, 2017).

A variável HMT se refere às horas mensais médias trabalhadas por cada trabalhador em cada ano. 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).

As variáveis referentes a acidentes não-fatais no ambiente do trabalho (lesão e doença) são construídas a partir do número de afastamentos do trabalhador do exercício da atividade por causa de um destes motivos. De acordo com a RAIS, cada trabalhador pode ter três afastamentos no ano devido a ocorrência de lesão ou doença oriundas do desempenho da atividade no ambiente de trabalho. Dessa forma, estas variáveis são formadas através da quantidade de afastamentos que o trabalhador tem no ano, de modo que esta soma irá refletir uma taxa de lesões ou de doenças em cada período.

Seguindo a estratégia de robustez proposta na seção de metodologia, na Tabela 10 são apresentas as estatísticas descritivas da amostra na qual o grupo de tratamento é composto apenas pelos motoristas rodoviários de cargas (caminhoneiros) e o grupo de controle formado pelos profissionais dos transportes aéreo, aquaviário e marítimo, excluindo-se os motoristas rodoviários de passageiros da amostra.

Tabela 10. Estatísticas descritivas somente para Caminhoneiros, excluindo-se motoristas rodoviários de passageiros da amostra

VARIÁVEIS	SOMENTE CAMINHONEIROS					
	Grupo de Controle			Grupo de Tratamento		
	N	Média	D.P.	N	Média	D.P.
HMT	14.061	168,3	19,98	315	184,7	1,893
Salário/hora	14,061	26.05	35.15	315	8.817	5.590
Lesão	14.061	0,00861	0,0924	315	0,0159	0,125
Doença	4.228	0,00118	0,0344	16.108	0,0002	0,0136

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS dos anos de 2011 a 2014 (MT, 2017).

Na próxima seção serão apresentados os resultados das estimações dos modelos econométricos propostos.

3.3. Resultados

A ideia inicial deste trabalho é avaliar se a Lei do Descanso teve impacto significativo nos salários, nas horas mensais trabalhadas e nos acidentes não-fatais (lesão e doença) do trabalho. Primeiramente, com relação a salários e horas mensais trabalhadas, um simples teste de médias, apresentado na Tabela 11, comparando os grupos de controle e tratamento indica que, tanto para os Tratados como para os Caminhoneiros, a implementação da lei gerou uma redução significativa nos salários destes profissionais, enquanto registrou-se um aumento significativo das horas mensais médias trabalhadas por eles.

Tabela 11. Distribuição das frequências e testes de médias das amostras - Salários e Horas mensais trabalhadas

Variáveis	Tratados				Caminhoneiros			
	ln salário/hora		HMT		*ln* salário/hora		HMT	
Grupos	N	Média	N	Média	N	Média	N	Média
Controle	6528	2,8834	6703	168,6491	6688	2,8686	6863	168,8812
Tratamento	274	2,2350	275	180,5236	114	2,1963	115	183,1930
Diferença		0,6485***		-11,8745***		0,6722***		-14,3118***

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018). *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Ao se excluir os motoristas rodoviários de passageiros da amostra, observa-se que o efeito da lei permanece significativo tanto na redução dos salários como no aumento das horas mensais médias trabalhadas pelos caminhoneiros, como pode ser visto na Tabela 12. Entretanto, uma simples diferença de médias não é capaz de garantir o efeito de uma alteração de estado, de modo que é necessário analisar-se a trajetória dos grupos de controle e tratamento antes e após a implementação da lei para identificar um efetivo impacto desta alteração de regra nas variáveis de interesse.

Tabela 12. Distribuição das frequências e testes de médias das amostras - Salários e Horas mensais trabalhadas somente para Caminhoneiros, excluindo-se motoristas rodoviários de passageiros da amostra

Variáveis	Caminhoneiros			
	ln salário/hora		HMT	
Grupos	N	Média	N	Média
Controle	6820	2,8794	7031	168,541
Tratamento	151	2,2139	157	184,800
Diferença		0,6655***		-16,259***

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018). *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Dessa forma, na Tabela 13 são apresentados os resultados das estimações do impacto da Lei do Descanso sobre o salário (*ln* salário/hora) e horas mensais trabalhadas (HMT) dos motoristas rodoviários de cargas e de passageiros (Tratados) e dos Caminhoneiros a partir da metodologia proposta. Conforme salientado na seção anterior, é possível que os motoristas rodoviários de passageiros sejam pouco sensíveis à esta alteração de regra, então, estimar-se o impacto somente sobre os caminhoneiros não causará problemas de robustez na análise. Isto é confirmado nos testes de tendências paralelas (placebos) realizados para validar as inferências a partir destes resultados, testes estes que podem ser verificados no Apêndice deste trabalho.

Com relação aos Tratados, tanto nas estimações referentes às *cross-sections* repetidas (1ª e 2ª colunas) quanto nas estimações por efeitos fixos (3ª e 4ª colunas) não encontrou-se efeitos da lei nos salários e nas horas mensais trabalhadas dos motoristas rodoviários de passageiros e de cargas nos anos de 2013 e 2014, ou seja, não há evidências de que, em média, a alteração de regra tenha tido efeitos significativos no controle das horas trabalhadas destes motoristas, o que possivelmente tenha se refletido na não significância deste impacto no salário destes trabalhadores, uma vez que com a manutenção da carga horária média de trabalho, os salários também tenham permanecido inalterados, em média.

Tabela 13. Salários e Horas mensais trabalhadas para Tratados e Caminhoneiros - Período de tratamento: anos 2013 e 2014

VARIÁVEIS	TRATADOS				CAMINHONEIROS			
	Variável dependente				Variável dependente			
	ln Salário/hora	HMT	*ln* Salário/hora	HMT	*ln* Salário/hora	HMT	*ln* Salário/hora	HMT
Tratado	-0,639***	12,04***						
	(0,0286)	(0,765)						
Tempo	0,235***	0,397			0,233***	0,406		
	(0,0168)	(0,325)			(0,0165)	(0,320)		
Tratado x Tempo	-0,00992	-0,166	-0,0194	0,846				
	(0,0407)	(1,059)	(0,0148)	(0,582)				
Caminhoneiros					-0,702***	14,74***		
					(0,0434)	(1,131)		
Caminhoneiros x Tempo					0,0298	-0,433	0,00273	1,458
					(0,0620)	(1,612)	(0,0286)	(1,129)
Constante	2,649***	168,3***	2,916***	169,1***	2,635***	168,5***	2,915***	169,1***
	(0,0119)	(0,232)	(0,00293)	(0,0838)	(0,0117)	(0,229)	(0,00288)	(0,0817)
Efeito fixos de tempo	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Observações	13.660	13.956	13.660	13.956	13.660	13.956	13.660	13.956
R^2	0,0321	0,0155	0,465	0,00612	0,0233	0,00995	0,465	0,00620
R^2 Within	-	-	0,465	0,00612	-	-	0,465	0,00620
R^2 Between	-	-	0,00497	0,0156	-	-	0,00301	0,00967
R^2 Overall	-	-	0,0198	0,00201	-	-	0,0192	0,00174
Número de ID			3.450	3.489			3.450	3.489

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Em se tratando dos Caminhoneiros, os quais presume-se que sejam mais sensíveis a esta nova lei, não se observou, também, impactos significativos tanto nos salários como nas horas mensais trabalhadas. Porém, uma possível hipótese para este impacto não significativo da lei nestas variáveis de interesse seja o fato de que este efeito, medido em dois períodos pós tratamento (2013 e 2014), tenha se dissipado entre tais períodos de tempo, tornando o impacto estatisticamente irrelevante.

Para testar esta hipótese, na Tabela 14 realizou-se a estimação semelhante a da Tabela 13, com as mesmas variáveis de interesse, porém, em vez de se buscar o efeito médio da lei obtido entre os anos de 2013 e 2014 (ou seja, uma média do efeito entre estes dois períodos), restringiu-se o impacto da lei apenas para o seu ano de implementação (2013). Os resultados desta estratégia mostram que mesmo aplicando tal restrição, a Lei do Descanso permanece sem gerar efeitos estatisticamente significativos tanto nas horas mensais trabalhadas quanto nos salários de Tratados e Caminhoneiros. Então, a hipótese de que o efeito médio da lei poderia ter se dissipado entre os dois períodos pós tratamento não se confirmou.

Tabela 14. Salários e Horas mensais trabalhadas para Tratados e Caminhoneiros - Período de tratamento: ano de 2013

VARIÁVEIS	TRATADOS				CAMINHONEIROS			
	Variável dependente				Variável dependente			
	ln Salário/hora	HMT	*ln* Salário/hora	HMT	*ln* Salário/hora	HMT	*ln* Salário/hora	HMT
Tratado	-0,639***	12,04***						
	(0,0286)	(0,765)						
2013	0,174***	0,411			0,173***	0,415		
	(0,0205)	(0,393)			(0,0201)	(0,387)		
Tratado x 2013	0,00463	-0,420	-0,00516	0,439				
	(0,0497)	(1,313)	(0,0115)	(0,541)				
Caminhoneiros					-0,702***	14,74***		
					(0,0434)	(1,131)		
Caminhoneiros x 2013					0,0445	-0,579	0,0200	0,737
					(0,0775)	(2,088)	(0,0217)	(1,105)
Constante	2,649***	168,3***	2,558***	169,2***	2,635***	168,5***	2,558***	169,2***
	(0,0119)	(0,232)	(0,00223)	(0,0840)	(0,0117)	(0,229)	(0,00223)	(0,0840)
Efeito fixos de tempo	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Observações	10.264	10.467	10.264	10.467	10.264	10.467	10.264	10.467
R^2	0,0241	0,0151	0,400	0,00743	0,0157	0,00975	0,400	0,00744
R^2 Within	-	-	0,400	0,00743	-	-	0,400	0,00744
R^2 Between	-	-	0,00245	0,0145	-	-	0,00150	0,00862
R^2 Overall	-	-	0,0108	0,000957	-	-	0,0105	0,000881
Número de ID			3.445	3.489			3.445	3.489

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Com o intuito de isolar todo e qualquer efeito que os motoristas rodoviários de passageiros poderiam causar tanto no grupo de controle quanto no grupo de tratamento, estes profissionais foram excluídos da amostra, de modo que o grupo de tratamento ficou, assim, composto somente pelos Caminhoneiros. Os resultados das estimações com este ajuste são apresentados na Tabela 15.

Nas estimações por *cross-sections* repetidas não foi observado impacto significativo da Lei do Descanso tanto nos salários como nas horas mensais trabalhadas dos Caminhoneiros brasileiros. Porém, na estimação por efeitos fixos é possível identificar um efeito negativo desta lei (estatisticamente significativo a 10%) nas horas mensais trabalhadas, representando uma redução média de 0,874 destas horas na carga de trabalho mensal destes profissionais. Entretanto, esta redução significativa de período médio de trabalho não se refletiu em alterações médias nos salários destes caminhoneiros. Este resultado é relevante, pois sinaliza uma provável busca pelo cumprimento da lei por parte dos Caminhoneiros e tal escolha possivelmente não os afetou economicamente.

Tabela 15. Salários e Horas mensais trabalhadas somente para Caminhoneiros, excluindo-se motoristas rodoviários de passageiros da amostra - Período de tratamento: anos 2013 e 2014

VARIÁVEIS	CAMINHONEIROS			
	Variável dependente			
	ln Salário/hora	HMT	*ln* Salário/hora	HMT
Caminhoneiros	-0,678***	16,48***		
	(0,0399)	(0,321)		
Tempo	0,227***	0,437		
	(0,0164)	(0,337)		
Caminhoneiros x Tempo	0,0122	-0,224	-0,00634	-0,874*
	(0,0554)	(0,398)	(0,0232)	(0,525)
Constante	2,653***	168,1***	2,924***	168,7***
	(0,0117)	(0,241)	(0,00260)	(0,150)
Efeito fixos de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	14.011	14.376	14.011	14.376
R^2	0,0240	0,0146	0,446	0,00663
R^2 Within	-	-	0,446	0,00663
R^2 Between	-	-	0,000847	0,0160
R^2 Overall	-	-	0,0179	0,0145
Número de ID			3.543	3.594

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Na Tabela 16 estão os resultados de estimações semelhantes às apresentadas na Tabela 15, porém com a utilização da restrição do período de tratamento apenas para o ano em que a lei foi implementada (2013) para, conforme discutido anteriormente, verificar se o efeito da lei não se dissipou na média dos anos quando se analisou em dois períodos. Com a utilização desta estratégia, não foi observado qualquer impacto estatisticamente significativo da Lei do Descanso sobre salários e horas mensais trabalhadas dos Caminhoneiros. Esta evidência, de certa forma, relativiza o efeito significativo da lei sobre as horas mensais trabalhadas identificado na tabela anterior.

Os resultados apresentados até então mostram que a Lei de Descanso não teve impactos significativos nas horas mensais trabalhadas e nos salários dos motoristas rodoviários de passageiros e de cargas (caminhoneiros), o que, de certa forma, já era um resultado esperado visto que estes primeiros profissionais já operam à luz de uma legislação específica de controle de carga horária diária de trabalho e de descanso (ANTT, 2007). Entretanto, esperava-se que esta nova regra tivesse um impacto significativo nos Caminhoneiros, o que não se comprovou.

Dessa forma, é possível que esta mudança tenha um processo de adaptação mais demorado entre estes trabalhadores, uma vez que, num primeiro momento, embora seja benéfica para a qualidade de vida, atenção ao volante e demais situações que envolvem questões de saúde que estão diretamente ligadas ao pleno exercício da atividade, financeiramente este controle de horas trabalhadas pode ter feito com que estes caminhoneiros negligenciassem a nova lei para manter seu salário mensal ao menos inalterado, em média, ou seja, é provável que eles tenham mantido a mesma rotina de horas de trabalho diários que praticavam antes da lei, por convenção com as empresas ou por decisão própria, para não alterarem lucros e salários, visto que, conforme discutido anteriormente, não há uma rígida fiscalização quanto a este controle de horas trabalhadas, o que pode ter motivado estes trabalhadores a negligenciarem a nova regra pelo simples fato de que dificilmente seriam pegos por burlá-la.

Tabela 16. Salários e Horas mensais trabalhadas somente para Caminhoneiros, excluindo-se motoristas de passageiros da amostra - Período de tratamento: ano de 2013

VARIÁVEIS	CAMINHONEIROS			
	Variável dependente			
	ln Salário/hora	HMT	*ln* Salário/hora	HMT
Caminhoneiros	-0,678***	16,48***		
	(0,0399)	(0,321)		
2013	0,167***	0,434		
	(0,0200)	(0,411)		
Caminhoneiros x 2013	0,0331	-0,222	0,00722	-0,134
	(0,0673)	(0,462)	(0,0211)	(0,266)
Constante	2,653***	168,1***	2,575***	169,0***
	(0,0117)	(0,241)	(0,00240)	(0,101)
Efeito fixos de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	10.534	10.782	10.534	10.782
R^2	0,0167	0,0144	0,341	0,00586
R^2 Within	-	-	0,341	0,00586
R^2 Between	-	-	0,000935	0,0150
R^2 Overall	-	-	0,00971	0,000443
Número de ID			3.538	3.594

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Estes aspectos sinalizam que mesmo sob responsabilidade civil por não cumprir a quantidade de horas diárias trabalhadas estabelecidas na nova lei, os caminhoneiros não alteraram, em média, seu comportamento quanto a este fato. Porém, é plausível supor que, mesmo negligenciando esta regra, estes profissionais tenham, ao menos, aumentado sua atenção, cuidados e perícia ao volante para evitar acidentes de tráfego, pois, sabendo que ao causar ou até se envolver em um acidente, poderiam ser responsabilizados civilmente pelos danos causados se não tivessem cumprido a carga horária diária de trabalho[16] e de descanso prevista na Lei do Descanso.

Então, para verificar este possível aumento de perícia por parte dos caminhoneiros brasileiros, na Tabela 17, primeiramente, são apresentados os testes de diferenças de médias entre os grupos de controle e tratamento de Tratados e Caminhoneiros para verificar a existência de algum efeito médio da nova regra nos acidentes não-fatais do trabalho (lesão e doença). Este simples teste não sinaliza qualquer efeito estatisticamente significativo desta mudança na lei nestes acidentes tanto para Tratados como para os Caminhoneiros.

[16] A quantidade de horas de condução diária dos caminhoneiros pode ser observada via o registro em diário de bordo, papeleta ou ficha de trabalho externo previsto na Lei ou, também, pelo tacógrafo, registrador obrigatório instantâneo e inalterável de velocidade e tempo que, segundo o Art. 2º da Resolução nº 92 de 04 de maio de 1999 do Conselho Nacional de Trânsito – CONTRAM, deve apresentar e disponibilizar a qualquer momento, pelo menos, as seguintes informações das últimas vinte e quatro horas de operação do veículo: I. velocidades desenvolvidas; II. distância percorrida pelo veículo; III. tempo de movimentação do veículo e suas interrupções; IV. data e hora de início da operação; V. identificação do veículo; VI. identificação dos condutores; VII. identificação de abertura do compartimento que contém o disco ou de emissão da fita diagrama.

Tabela 17. Distribuição das frequências e testes de médias das amostras - Lesões e Doenças

Variáveis	Tratados				Caminhoneiros			
	Lesão		Doença		Lesão		Doença	
Grupos	N	Média	N	Média	N	Média	N	Média
Controle	10176	0,00983	1177	0,00340	10429	0,00959	7514	0,00106
Tratamento	426	0,00704	11153	0,00054	173	0,01734	4816	0,00042
Diferença		0,00278		0,00286***		-0,00775		0,00065

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018). *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Seguindo a agenda de testes de robustez deste trabalho, na Tabela 18 observa-se o teste de diferenças de médias de lesões e doenças entre Caminhoneiros e o grupo de controle, excluindo-se os motoristas rodoviários de passageiros da amostra. Estes testes também não identificam diferenças de médias estatisticamente significativas entre os dois grupos tanto para lesões como para doenças oriundas do exercício da atividade laboral, ou seja, nesse primeiro momento, não há indícios de que a Lei do Descanso tenha tido impactos significativos nos acidentes não-fatais do trabalho.

Tabela 18. Distribuição das frequências e testes de médias das amostras - Lesões e Doenças somente para Caminhoneiros, excluindo-se motoristas rodoviários de passageiros da amostra

Variáveis	Caminhoneiros			
	Lesão		Doença	
Grupos	N	Média	N	Média
Controle	7031	0,01152	7031	0,00412
Tratamento	157	0,02548	157	0,00000
Diferença		-0,01396		0,00412*

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018). *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Entretanto, conforme já salientado, o simples teste de médias não garante qualquer relação causal de uma alteração de estado nas variáveis de interesse. Então, na Tabela 19 são apresentados os resultados das estimações para avaliar se a Lei do Descanso teve efeitos significativos na redução de lesões e doenças oriundas do exercício da atividade entre estes caminhoneiros e entre os motoristas rodoviários de passageiros, a partir da estratégia metodológica propostas. Os testes de tendências paralelas (placebos) para validar as inferências realizadas a partir destes resultados também estão no Apêndice do trabalho.

Para o caso de lesões e doenças do trabalho, também se utilizou a estratégia de estimar o impacto da Lei do Descanso sobre estas variáveis para um grupo de tratamento composto por motoristas rodoviários de passageiros e caminhoneiros (Tratados) e para outro grupo de tratamento composto apenas por Caminhoneiros. Da mesma forma, espera-se que os motoristas rodoviários de passageiros sejam pouco sensíveis a esta nova regra pelo fato de já estarem sujeitos a uma legislação específica (ANTT, 2007), conforme já discutido anteriormente. Por outro lado, espera-se que com esta nova regra os acidentes não-fatais analisados tenham diminuído, em média, entre os caminhoneiros, pois supõe-se este aumento de perícia ao volante por parte destes profissionais pelo fato de estarem sujeitos a responsabilidade civil pelos danos causados em acidentes, caso não tenham cumprido a carga horária diária de trabalho e de descanso estabelecida na nova regra.

Com relação aos Tratados, observa-se que a Lei do Descanso não gerou efeitos significativos no sentido da redução dos acidentes não-fatais do trabalho (lesão e doença), tanto nas estimações por *cross-sections* repetidas quanto nas estimações por efeitos fixos. Para os Caminhoneiros também não foram observadas mudanças estatisticamente significativas geradas por esta nova lei na média de lesões relacionadas ao exercício da atividade, assim como para as doenças.

Tabela 19. Lesão e Doença para Tratados e Caminhoneiros - Período de tratamento: anos 2013 e 2014

VARIÁVEIS	TRATADOS				CAMINHONEIROS			
	Variável dependente				Variável dependente			
	Lesão	Doença	Lesão	Doença	Lesão	Doença	Lesão	Doença
Tratado	1,25e-05	-0,00309*						
	(0,00340)	(0,00168)						
Tempo	0,00511***	4,28e-05			0,00498***	0,000131		
	(0,00119)	(0,00238)			(0,00116)	(0,000516)		
Tratado x Tempo	-0,00280	0,000226	-0,000852	0,000266				
	(0,00538)	(0,00240)	(0,00431)	(0,00171)				
Caminhoneiros					0,00670	-0,000934***		
					(0,00797)	(0,000353)		
Caminhoneiros x Tempo					0,00106	0,000284	0,00907	0,000283
					(0,0128)	(0,000594)	(0,00993)	(0,000535)
Constante	0,00472***	0,00336**	0,0102***	0,000894	0,00460***	0,000934***	0,0100***	0,000394
	(0,000679)	(0,00168)	(0,000878)	(0,00166)	(0,000663)	(0,000353)	(0,000859)	(0,000268)
Efeitos fixos de tempo	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Observações	21.204	24.660	21.204	24.660	21.204	24.660	21.204	24.660
R^2	0,000893	0,001	0,00486	0,001	0,000991	0,000	0,00496	0,001
R^2 Within	-	-	0,00486	0,000528	-	-	0,00496	0,000535
R^2 Between	-	-	0,000116	0,00308	-	-	4,12e-05	0,000583
R^2 Overall	-	-	0,00243	0,000240	-	-	0,00250	0,000286
Número de ID			5.301	6.165			5.301	6.165

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Na Tabela 20 estão os resultados das estimações referentes ao efeito da nova lei sobre o número de acidentes do trabalho (lesão e doença) apenas no ano pós tratamento 2013. Como se pode observar, esta alteração de regra não teve efeito estatisticamente significativo na média de lesões e doenças oriundas da atividade laboral para os Tratados, assim como foi visto na Tabela 11, na qual o período de tratamento eram os anos de 2013 e 2014. Este resultado mostra, mais uma vez, que a hipótese de que os motoristas rodoviários de passageiros são pouco sensíveis a Lei do Descanso se confirma. Então, a presença destes profissionais no grupo de tratamento pode estar dissipando o efeito médio da lei que pode estar sendo mais eficaz somente sobre os caminhoneiros. Porém, ao se analisar o efeito da lei sobre este grupo de tratamento, não foram encontradas evidências de efeitos significativos sobre o número de lesões de caminhoneiros no ambiente de trabalho, tampouco sobre as doenças oriundas do exercício da atividade.

Tabela 20. Lesão e Doença para Tratados e Caminhoneiros - Período de tratamento: ano de 2013

VARIÁVEIS	TRATADOS				CAMINHONEIROS			
	Variável dependente				Variável dependente			
	Lesão	Doença	Lesão	Doença	Lesão	Doença	Lesão	Doença
Tratado	1,25e-05	-0,00309*						
	(0,00340)	(0,00168)						
2013	0,00470***	0,00175			0,00459***	0,000662		
	(0,00151)	(0,00338)			(0,00148)	(0,000741)		
Tratado x 2013	-0,00455	-0,00130	-0,00217	-0,00125				
	(0,00609)	(0,00340)	(0,00270)	(0,00244)				
Caminhoneiros					0,00670	-0,000934***		
					(0,00797)	(0,000353)		
Caminhoneiros x 2013					-0,00323	-0,000247	0,00183	-0,000249
					(0,0150)	(0,000849)	(0,00639)	(0,000761)
Constante	0,00472***	0,00336**	0	0	0,00460***	0,000934***	0	0
	(0,000679)	(0,00168)	(0,000768)	(0,000229)	(0,000663)	(0,000353)	(0,000768)	(0,000229)
Efeitos fixos de tempo	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Observações	15.903	18.495	15.903	18.495	15.903	18.495	15.903	18.495
R^2	0,000778	0,002	0,00635	0,000732	0,000825	0,000424	0,00634	0,000670
R^2 Within	-	-	0,00635	0,000732	-	-	0,00634	0,000670
R^2 Between	-	-	0,000114	0,00336	-	-	2,37e-05	0,000756
R^2 Overall	-	-	0,00316	0,000788	-	-	0,00314	0,000436
Número de ID			5.301	6.165			5.301	6.165

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Com o intuito de dar mais robustez às evidências já encontradas, na Tabela 21 são apresentados os resultados das estimações para avaliar o efeito da Lei do Descanso sobre lesões e doenças, tendo como grupo de tratamento apenas os caminhoneiros e excluindo-se os motoristas rodoviários de passageiros da amostra, ou seja, estes últimos não participando do grupo de controle. Observa-se que não há, novamente, efeitos estatisticamente significativos desta lei sobre o número de afastamentos por lesão no ambiente de trabalho. Com relação às doenças também não foram observadas alterações estatisticamente significativas na média de afastamentos do trabalho por este motivo.

Tabela 21. Lesão e Doença somente para Caminhoneiros, excluindo-se motoristas de passageiros da amostra - Período de tratamento: anos de 2013 e 2014

VARIÁVEIS	CAMINHONEIROS			
	Variável dependente			
	Lesão	Doença	Lesão	Doença
Caminhoneiros	0,000639	-0,000349		
	(0,00637)	(0,000489)		
Tempo	0,00583***	0,00142		
	(0,00156)	(0,00106)		
Caminhoneiros x Tempo	0,0133	-0,00130	0,0129	-0,00129
	(0,0142)	(0,00108)	(0,0164)	(0,00107)
Constante	0,00569***	0,000473	0,0128***	0,00142
	(0,000897)	(0,000473)	(0,00123)	(0,000890)
Efeitos fixos de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	14.376	20.336	14.376	20.336
R^2	0,00132	0,000690	0,00604	0,000495
R^2 Within	-	-	0,00604	0,000495
R^2 Between	-	-	0,000281	0,00167
R^2 Overall	-	-	0,00328	0,000753
Número de ID			3.594	5.084

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Por fim, a Tabela 22 apresenta as estimações semelhantes às mostradas na Tabela 21, porém, com a restrição do período de tratamento apenas para o ano de 2013, estratégia esta realizada à caráter de robustez dos resultados obtidos. Novamente, como se pode observar, não há efeitos estatisticamente significativos da nova lei sobre o número de afastamentos por lesões no ambiente de trabalho dos caminhoneiros, ou seja, as alterações no regime de trabalho e de descanso dos caminhoneiros, assim como a responsabilidade por danos imputada a estes caminhoneiros que não cumprirem as novas regras, não surtiu o efeito desejado em se tratando deste tipo acidente do trabalho nos caminhoneiros brasileiros. Para o caso dos afastamentos originados por doença do trabalho, também, não foram encontrados efeitos estatisticamente significativos desta nova lei na média deste tipo de acidente do trabalho. Ou seja, não há indícios de que a nova regulamentação tenha tido qualquer tipo de adesão por parte dos caminhoneiros brasileiros, nem em se tratando de cuidados com a saúde.

Tabela 22. Lesão e Doença somente para Caminhoneiros, excluindo-se motoristas de passageiros da amostra -Período de tratamento: ano de 2013

VARIÁVEIS	CAMINHONEIROS			
	Variável dependente			
	Lesão	Doença	Lesão	Doença
Caminhoneiros	0,000639	-0,000349		
	(0,00637)	(0,000489)		
2013	0,00454**	0,00236		
	(0,00192)	(0,00170)		
Caminhoneiros x 2013	0,0158	-0,00224	0,0155	-0,00224
	(0,0197)	(0,00172)	(0,0199)	(0,00173)
Constante	0,00569***	0,000473	0	0
	(0,000897)	(0,000473)	(0,000996)	(0,000160)
Efeitos fixos de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	10.782	15.252	10.782	15.252
R^2	0,000978	0,00117	0,00756	0,00109
R^2 Within	-	-	0,00756	0,00109
R^2 Between	-	-	0,000216	0,00151
R^2 Overall	-	-	0,00396	0,00119
Número de ID			3.594	5.084

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

3.4. Considerações finais

O presente trabalho teve por objetivo principal analisar o impacto da Lei do Descanso nas horas mensais trabalhadas, nos salários e nos acidentes não-fatais (lesão e doença) do trabalho dos caminhoneiros brasileiros. Através de um painel de dados, construído a partir de dados da RAIS dos anos de 2011 a 2014, estimou-se o método de diferenças em diferenças generalizadas para verificar a existência de efeitos estatisticamente significativos desta nova lei nas variáveis de interesse listadas. As estimações mostraram-se robustas, uma vez que todas as amostras e especificações atenderam às condições de tendências paralelas, garantindo que os resultados obtidos são consistentes e não violam os pressupostos do método.

Com relação às horas mensais trabalhadas e aos salários, não foram encontradas evidências de que a Lei do Descanso tenha tido qualquer efeito médio estatisticamente significativo sobre estas variáveis. De um certo modo, era um resultado esperado, uma vez que a carência de fiscalização, aliada ao desestímulo financeiro que seu cumprimento traria aos caminhoneiros, nitidamente já sinalizava que haviam mais motivos para a não adequação à nova regra do que para a sua execução. Isto porque diminuindo horas mensais trabalhadas, diminuiria, também, as remunerações destes trabalhadores. Então, os resultados obtidos mostram uma preferência dos caminhoneiros em negligenciar a nova regra, mesmo com a possibilidade de responsabilização civil pelo o seu não cumprimento, principalmente em caso de envolvimento em acidentes. Ou seja, é provável que a opção destes profissionais tenha sido a manutenção de sua situação econômica, mesmo assumindo o risco de punição.

Em se tratando dos acidentes não-fatais do trabalho, esperava-se que a Lei do Descanso estimulasse mais a perícia ao volante, assim como os cuidados com a saúde por parte dos caminhoneiros, uma vez que excedendo a carga horária diária de trabalho e não cumprindo o período de descanso diário pós jornada, e em caso de envolvimento em acidentes, seria possível detectar estas violações via tacógrafo ou até mesmo diário de bordo, de modo que, nestas condições, a responsabilidade civil pelo dano passaria automaticamente para estes profissionais.

Mesmo sob este contexto, os resultados não detectaram qualquer efeito estatisticamente significativo no que diz respeito à redução de afastamentos do trabalho por lesão ou doença.

Portanto, ficou evidenciado que, em média, os caminhoneiros brasileiros não alteraram seu comportamento, tampouco cumpriram às exigências da Lei do Descanso. Não é um resultado surpreendente, tendo em vista à baixa remuneração média destes profissionais, o que os motiva a se submeter a jornadas de trabalho exaustivas, com pouco ou quase nenhum descanso, para conseguirem manter uma condição financeira de subsistência. Em 2015, uma nova lei, denominada "Lei do Caminhoneiro", foi implementada para corrigir e alterar alguns aspectos da Lei do Descanso. Agendas futuras de pesquisa podem proporcionar a mesma análise realizada neste trabalho para verificar se esta lei de 2015 foi capaz de gerar algum impacto nas condições de trabalho destes profissionais brasileiros.

Referências

AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES TERRESTRES – ANTT. **Resolução nº 1971, de 25 de abril de 2007.** Disponível em: http://portal.antt.gov.br/index.php/content/view/2971/Resolucao_1971.html . Acesso em 03 ago. 2018.

ALMEIDA, A. N.; BRAVO-URETA, B. Assessing the sensitivity of matching algorithms: the case of a natural resource management programme in Honduras. **Studies in Agricultural Economics**. Vol. 119, Nº. 2, p. 107-114. 2017.

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion**. Princeton: Princeton University Press, 2009.

BEEK, A. J. VAN DER. World at work: truck drivers. **Occup Environ Med**, p. oemed-2011-100342, 1 jan. 2011.

BRASIL. **Lei n. 12.619, de 30 de abril de 2012.** Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/l12619.htm. Acesso em: 03 jul. 2017ª.

_____. **Lei nº 8.966, de 27 de dezembro de 1994.** Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L8966.htm. Acesso em: 15 out. 2017b.

_____. **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.

BRAVER, E. R. et al. Long hours and fatigue: a survey of tractor-trailer drivers. **Journal of Public Health Policy**, v. 13, n. 3, p. 341–366, 1992.

CAHUC, P.; CARCILLO, S.; ZYLBERBERG, A. **Labor Economics**. Traducao William McCuaig. second edition edition ed. Cambridge, MA: The MIT Press, 2014.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. **Journal of Economics Suverys**. Vol. 22, Nº. 1, p. 31-72. 2008

CAMPBELL, K. L. Fatal accident involvement rates by driver age for large trucks. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 23, n. 4, p. 287–295, ago. 1991.

COHEN, A.; DEHEJIA, R. The Effect of Automobile Insurance and Accident Liability Laws on Traffic Fatalities. **The Journal of Law and Economics**, v. 47, n. 2, p. 357–393, 1 out. 2004.

CONSELHO NACIONAL DE TRÂNSITO – CONTRAM. **Resolução nº 92 de 04 de maio de 1999.** Disponível em: https://cronotacografo.rbmlq.gov.br/files/resolucao_092_99.pdf . Acesso em 15 set. 2018.

DORMAN, P.; HAGSTROM, P. Wage Compensation for Dangerous Work Revisited. **ILR Review**, v. 52, n. 1, p. 116–135, 1998.

HÄKKÄNEN, H.; SUMMALA, H. Fatal traffic accidents among trailer truck drivers and accident causes as viewed by other truck drivers. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 33, n. 2, p. 187–196, mar. 2001.

HERTZ, R. P. Tractor-trailer driver fatality: The role of nonconsecutive rest in a sleeper berth. **Accident Analysis & Prevention**, v. 20, n. 6, p. 431–439, 1 dez. 1988.

HERTZ, R. P. Hours of service violations among tractor-trailer drivers. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 23, n. 1, p. 29–36, fev. 1991.

KORELITZ, J. J. et al. Health habits and risk factors among truck drivers visiting a health booth during a trucker trade show. **American journal of health promotion: AJHP**, v. 8, n. 2, p. 117–123, dez. 1993.

KOLSTAD, C. D.; ULEN, T. S.; JOHNSON, G. V. Ex Post Liability for Harm vs. Ex Ante Safety Regulation: Substitutes or Complements? **The American Economic Review**, v. 80, n. 4, p. 888–901, 1990.

LEE, M. Generalized Difference in Differences With Panel Data and Least Squares Estimator. **Sociological Methods & Research**, v. 45, n. 1, p. 134–157, 1 fev. 2016.

LIMA, L. **O mercado de trabalho dos motoristas de caminhão no Brasil**: caracterização e avaliação do efeito de leis trabalhistas. 2018. 100 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2018.

MCCARTT, A. T. et al. Factors associated with falling asleep at the wheel among long-distance truck drivers. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 32, n. 4, p. 493–504, jul. 2000.

MINISTÉRIO DO TRABALHO – MT. Relação Anual de Informações Sociais – RAIS. Disponível em: http://www.rais.gov.br/sitio/sobre.jsf. Acesso em: 16 fev. 2018.

PEIXOTO, B. *et al.* **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo : Fundação Itaú Social, 2016.

ROHLFS, C.; SULLIVAN, R.; KNIESNER, T. New Estimates of the Value of a Statistical Life Using Air Bag Regulations as a Quasi-experiment. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 7, n. 1, p. 331–359, fev. 2015.

SABBAGH-EHRLICH, S.; FRIEDMAN, L.; RICHTER, E. D. Working conditions and fatigue in professional truck drivers at Israeli ports. **Injury Prevention: Journal of the International Society for Child and Adolescent Injury Prevention**, v. 11, n. 2, p. 110–114, abr. 2005.

SHAVELL, S. Liability for Harm versus Regulation of Safety. **The Journal of Legal Studies**, v. 13, n. 2, p. 357–374, 1 jun. 1984.

_____. **Economic Analysis of Accident Law**. [s.l.] National Bureau of Economic Research, maio 2003. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w9694>. Acesso em: 12 nov. 2018.

_____. Chapter 2 Liability for Accidents. In: **Handbook of Law and Economics**. [s.l.] Elsevier, 2007. v. 1p. 139–182.

SILVA, J. A. R. DE O. Lei do motorista profissional : tempo de trabalho, tempos de descanso e tempo de direção. **Lei do motorista profissional : tempo de trabalho, tempos de descanso e tempo de direção**, 2012.

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.; 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.

WILLIAMSON, A. M.; FEYER, A. M.; FRISWELL, R. The impact of work practices on fatigue in long distance truck drivers. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 28, n. 6, p. 709–719, nov. 1996.

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

WYLIE, C. D. et al. COMMERCIAL MOTOR VEHICLE DRIVER FATIGUE AND ALERTNESS STUDY: PROJECT REPORT. out. 1996.

APÊNDICES

TESTES DE TENDÊNCIAS PARALELAS

APÊNDICE A. Salários e Horas mensais trabalhadas para Tratados e Caminhoneiros

VARIÁVEIS	TRATADOS		CAMINHONEIROS	
	Variável dependente		Variável dependente	
	ln Salário/hora	HMT	*ln* Salário/hora	HMT
Tratado	-0,119**	7,088**		
	(0,0586)	(3,326)		
2011	-0,239***	0,131	-0,239***	0,116
	(0,00422)	(0,123)	(0,00414)	(0,121)
2012	-0,106***	-0,896***	-0,106***	-0,885***
	(0,00332)	(0,161)	(0,00325)	(0,157)
2014	0,119***	-0,00501	0,118***	0,00384
	(0,00370)	(0,0916)	(0,00363)	(0,0898)
Tratado x 2011	0,0127	-0,869		
	(0,0149)	(0,542)		
Tratado x 2012	-0,00699	0,489		
	(0,00993)	(0,298)		
Tratado x 2014	-0,0144	0,206		
	(0,0127)	(0,290)		
Caminhoneiros			-0,0424	6,884*
			(0,0724)	(4,017)
Caminhoneiros x 2011			-0,0138	-1,183
			(0,0253)	(0,812)
Caminhoneiros x 2012			-0,0276	0,0950
			(0,0201)	(0,639)
Caminhoneiros x 2014			-0,0161	0,00382
			(0,0216)	(0,544)
Constante	2,802***	168,8***	2,798***	169,0***
	(0,00318)	(0,137)	(0,00238)	(0,0838)
Observações	13.660	13.956	13.660	13.956
R^2	0,466	0,00884	0,465	0,00795
R^2 Within	0,466	0,00884	0,465	0,00795
R^2 Between	0,0202	0,0165	0,00793	0,0107
R^2 Overall	0,0256	0,0156	0,0207	0,00970
Número de ID	3.450	3.489	3.450	3.489

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

APÊNDICE B. Salários e Horas mensais trabalhadas somente para caminhoneiros, excluindo-se motoristas de passageiros da amostra

VARIÁVEIS	CAMINHONEIROS	
	Variável dependente	
	ln Salário/hora	HMT
Caminhoneiros	-0,0478	8,017*
	(0,0616)	(4,768)
2011	-0,230***	0,0667
	(0,00445)	(0,160)
2012	-0,101***	-0,934***
	(0,00352)	(0,171)
2014	0,119***	0,0319
	(0,00329)	(0,0960)
Caminhoneiros x 2011	0,00211	0,652
	(0,0252)	(0,611)
Caminhoneiros x 2012	-0,0266	0,582
	(0,0204)	(0,524)
Caminhoneiros x 2014	-0,0245	-0,497
	(0,0156)	(0,333)
Constante	2,806***	168,7***
	(0,00252)	(0,125)
Observações	14.011	14.376
R^2	0,447	0,00664
R^2 Within	0,447	0,00664
R^2 Between	0,00499	0,0159
R^2 Overall	0,0196	0,0145
Número de ID	3.543	3.594

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).

Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

APÊNDICE C. Lesão e doença para Tratados e Caminhoneiros

VARIÁVEIS	TRATADOS		CAMINHONEIROS	
	Variável dependente		Variável dependente	
	Lesão	Doença	Lesão	Doença
Tratado	0,0313	-0,00192		
	(0,0288)	(0,00198)		
2011	-0,00935***	-0,00507*	-0,00914***	-0,00160**
	(0,00136)	(0,00294)	(0,00133)	(0,000654)
2012	4,74e-05	0,00167	3,29e-05	0,000268
	(0,00133)	(0,00294)	(0,00130)	(0,000800)
2014	0,000818	-0,00341	0,000794	-0,00107
	(0,00128)	(0,00241)	(0,00124)	(0,000653)
Tratado x 2011	0,00102	0,00436		
	(0,00551)	(0,00296)		
Tratado x 2012	0,00332	-0,00185		
	(0,00365)	(0,00298)		
Tratado x 2014	0,000737	0,00305		
	(0,00265)	(0,00245)		
Caminhoneiros			0,0404	-0,000450
			(0,0340)	(0,000588)
Caminhoneiros x 2011			-0,0117	0,00119
			(0,0131)	(0,000778)
Caminhoneiros x 2012			0,00686	-0,000684
			(0,00801)	(0,000904)
Caminhoneiros x 2014			0,00197	0,00107
			(0,00568)	(0,000880)
Constante	0,00803***	0,00287	0,00864***	0,00131***
	(0,00139)	(0,00193)	(0,000932)	(0,000459)
Observações	21.204	24.660	21.204	24.660
R^2	0,00531	0,00172	0,00559	0,000852
R^2 Within	0,00531	0,00172	0,00559	0,000852
R^2 Between	7,56e-05	0,00278	8,32e-05	0,000310
R^2 Overall	0,000603	0,00147	0,00165	0,000568
Número de ID	5.301	6.165	5.301	6.165

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).
Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

APÊNDICE D. Lesão e doença só para caminhoneiros, excluindo-se motoristas de passageiros da amostra

VARIÁVEIS	CAMINHONEIROS	
	Variável dependente	
	Lesão	Doença
Caminhoneiros	-0,0415	-0,00167
	(0,0506)	(0,00133)
2011	-0,0100***	-0,00285*
	(0,00168)	(0,00164)
2012	0,00117	-0,00190
	(0,00175)	(0,00189)
2014	0,00259	-0,00189
	(0,00164)	(0,00189)
Caminhoneiros x 2011	-0,0238	0,00260
	(0,0201)	(0,00166)
Caminhoneiros x 2012	-0,0132	0,00190
	(0,0229)	(0,00193)
Caminhoneiros x 2014	-6,62e-05	0,00189
	(0,0188)	(0,00193)
Constante	0,0114***	0,00211
	(0,00143)	(0,00131)
Observações	14.376	20.336
R^2	0,00690	0,000782
R^2 Within	0,00690	0,000782
R^2 Between	0,000583	0,000954
R^2 Overall	0,000543	0,000642
Número de ID	3.594	5.084

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados da RAIS (MT, 2018).

Nota: Os erros-padrão apresentados entre parênteses são robustos à heterocedasticidade. *** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

APÊNDICE E. Descrição das atividades econômicas que compõem os Grupos de Tratamento e de Controle de acordo com CNAE

DE TRATAMENTO	
Cód. CNAE	Descrição da atividade
4921301	Transporte Rodoviário Coletivo de Passageiros, com Itinerário Fixo, Municipal
4921302	Transporte Rodoviário Coletivo de Passageiros, com Itinerário Fixo, Intermunicipal em Região Metropolitana
4922101	Transporte Rodoviário Coletivo de Passageiros, com Itinerário Fixo, Intermunicipal, Exceto em Região Metropolitana
4922102	Transporte Rodoviário Coletivo de Passageiros, com Itinerário Fixo, Interestadual
4922103	Transporte Rodoviário Coletivo de Passageiros, com Itinerário Fixo, Internacional
4929901	Transporte Rodoviário Coletivo de Passageiros, Sob Regime de Fretamento, Municipal
4929902	Transporte Rodoviário Coletivo de Passageiros, Sob Regime de Fretamento, Intermunicipal, Interestadual e Internacional
4929999	Outros Transportes Rodoviários de Passageiros não Especificados Anteriormente
4930201	Transporte Rodoviário de Carga, Exceto Produtos Perigosos e Mudanças, Municipal
4930202	Transporte Rodoviário de Carga, Exceto Produtos Perigosos e Mudanças, Intermunicipal, Interestadual e Internacional
4930203	Transporte Rodoviário de Produtos Perigosos
4930204	Transporte Rodoviário de Mudanças

GRUPO DE CONTROLE	
Cód. CNAE	Descrição da atividade
4923001	Serviço de Táxi
4924800	Transporte Escolar
5011401	Transporte Marítimo de Cabotagem - Carga
5011402	Transporte Marítimo de Cabotagem - Passageiros
5012201	Transporte Marítimo de Longo Curso - Carga
5012202	Transporte Marítimo de Longo Curso - Passageiros
5021101	Transporte por Navegação Interior de Carga, Municipal, Exceto Travessia
5021102	Transporte por Navegação Interior de Carga, Intermunicipal, Interestadual e Internacional, Exceto Travessia
5022001	Transporte por Navegação Interior de Passageiros em Linhas Regulares, Municipal, Exceto Travessia
5022002	Transporte por Navegação Interior de Passageiros em Linhas Regulares, Intermunicipal, Interestadual e Internacional, Exceto Travessia
5030101	Navegação de Apoio Marítimo
5030102	Navegação de Apoio Portuário
5091201	Transporte por Navegação de Travessia, Municipal
5091202	Transporte por Navegação de Travessia, Intermunicipal
5099801	Transporte Aquaviário para Passeios Turísticos
5099899	Outros Transportes Aquaviários não Especificados Anteriormente
5111100	Transporte Aéreo de Passageiros Regular
5112901	Serviço de Táxi Aéreo e Locação de Aeronaves com Tripulação
5112999	Outros Serviços de Transporte Aéreo de Passageiros Não-Regular
5120000	Transporte Aéreo de Carga
5229002	Serviços de Reboque de Veículos
5229099	Outras Atividades Auxiliares dos Transportes Terrestres não Especificadas Anteriormente
5320201	Serviços de Malote não Realizados Pelo Correio Nacional
5320202	Serviços de Entrega Rápida

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente tese teve por objetivo principal analisar os acidentes do trabalho no Brasil e como a teoria econômica lida com estes eventos. A partir dos dados da RAIS, foi possível construir-se variáveis relacionadas às taxas de acidentes do trabalho (fatais, lesões e doenças) por subseções da CNAE que viabilizaram a execução dos ensaios propostos. Além disso, esta base de dados permitiu a contrução de painéis por indivíduos, de modo que a ocorrência destes acidentes pôde ser acompanhada por cada trabalhador ao longo do tempo, o que culiminou na estimação de modelos econométricos robustos ao corrigir problemas clássicos de estimações de modelos a partir de base de dados *cross-section* ou empilhadas, conferindo eficiência estatística para inferências realizadas.

No primeiro ensaio, calculou-se o valor estatístico de uma vida para diferentes amostras de trabalhadores (amostra completa, homens, mulheres, homens *blue-collars* e mulheres *blue-collars*) com o intuito de elucidar heterogeneidades relacionadas a esse valor quando estas classificações são realizadas. Os resultados mostraram a relevância desta estratégia, uma vez que constatou-se que o VSL médio obtido para os homens foi 14,2% maior que o observado para a amostra envolvendo todos os trabalhadores, e 66,98% maior que o VSL calculado para as mulheres. Quando se restringiu a análise aos trabalhadores *blue-collars*, esta diferença percentual em favor dos homens diminui para 6,23%, mas, continuou sendo mais elevada. Então, os resultados do estudo mostraram 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 ensaio, 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.

O segundo ensaio avaliou o impacto da Lei do Descanso sobre as horas mensais trabalhadas, salários e acidentes não-fatais (lesões e doença) do trabalho nos caminhoneiros brasileiros. A partir do método de diferenças em diferenças generalizadas, testou-se uma série de alternativas econométricas para verificar a existência de algum efeito estatisticamente significativo desta lei em alguma das variáveis de interesse do estudo. O testes de tendências paralelas garantiram, para todas as especificações testadas, que as estimações foram robustas, conferindo, assim, consistência às inferências realizadas. Os resultados mostraram que, em média, os caminhoneiros brasileiros não alteraram seu comportamento, tampouco cumpriram às exigências da Lei do Descanso, uma vez que não foram observados efeitos estatisticamente desta lei em nenhuma das variáveis de interesse listadas. O resultado não foi surpreendente, tendo em vista à baixa remuneração média destes profissionais, o que os motiva a se submeter a jornadas de trabalho exaustivas, com pouco ou quase nenhum descanso, para conseguirem manter uma condição financeira de subsistência.

Dessa forma, esta tese abordou um tema não muito explorado na literatura econômica brasileira que são os acidentes trabalho, servindo, assim, de um guia para o desenvolvimento de uma agenda de novas pesquisas sobre este assunto tão relevante e que necessita de uma atenção especial por parte dos legisladores do país. Embora o cálculo do valor estatístico de uma vida realizado neste trabalho sirva de parâmetro para balizar o pagamento de indenizações aos trabalhadores vítimas de acidentes do trabalho, assim como a implementação da Lei do Descanso tenha tido o objetivo principal de reduzir, também, os acidentes do trabalho envolvendo estes profissionais, é preciso que se realizem medidas mais eficazes para a redução, de fato, destes acidentes. Políticas mais enérgicas de segurança do trabalho, possíveis de serem fiscalizadas com rigidez, assim como não apenas leis, mas meios mais eficazes de controle da atividade diária dos caminhoneiros brasileiros, tais como a disponibilização de melhores condições para

que estes consigam desenvolver sua atividade laboral com segurança e qualidade de vida, são essenciais para que estes números alarmantes relacionados aos acidentes do trabalho no Brasil reduzam.

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.

AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES TERRESTRES – ANTT. **Resolução nº 1971, de 25 de abril de 2007.** Disponível em: http://portal.antt.gov.br/index.php/content/view/2971/Resolucao_1971.html . Acesso em 03 ago. 2018.

ALMEIDA, A. N.; BRAVO-URETA, B. Assessing the sensitivity of matching algorithms: the case of a natural resource management programme in Honduras. **Studies in Agricultural Economics**. Vol. 119, Nº. 2, p. 107-114. 2017.

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion**. Princeton: Princeton University Press, 2009.

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DE ACIDENTES DO TRABALHO : AEAT 2015 / Ministério da Fazenda ... [et al.]. – vol. 1 (2009) – . – Brasília : MF, 2015. 991 p.

BEEK, A. J. VAN DER. World at work: truck drivers. **Occup Environ Med**, p. oemed-2011-100342, 1 jan. 2011.

BORJAS, G. J. Labor Economics. 7 edition ed. New York, NY: McGraw-Hill Education, 2015.

BRASIL. **Lei n. 12.619, de 30 de abril de 2012.** Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/l12619.htm. Acesso em: 03 jul. 2017a.

BRASIL. **Lei nº 8.966, de 27 de dezembro de 1994.** Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L8966.htm. Acesso em: 15 out. 2017b.

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

BRAVER, E. R. et al. Long hours and fatigue: a survey of tractor-trailer drivers. **Journal of Public Health Policy**, v. 13, n. 3, p. 341–366, 1992.

BUNN, T.; SLAVOVA, S.; ROBERTSON, M. Motor vehicle injuries among semi truck drivers and sleeper berth passengers. **Journal of Safety Research**, v. 44, p. 51–55, fev. 2013.

CAHUC, P.; CARCILLO, S.; ZYLBERBERG, A. Labor Economics. Traducao William McCuaig. second edition edition ed. Cambridge, MA: The MIT Press, 2014.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. **Journal of Economics Suverys**. Vol. 22, Nº. 1, p. 31-72. 2008

CAMPBELL, K. L. Fatal accident involvement rates by driver age for large trucks. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 23, n. 4, p. 287–295, ago. 1991.

COHEN, A.; DEHEJIA, R. The Effect of Automobile Insurance and Accident Liability Laws on Traffic Fatalities. **The Journal of Law and Economics**, v. 47, n. 2, p. 357–393, 1 out. 2004.

CONSELHO NACIONAL DE TRÂNSITO – CONTRAM. **Resolução nº 92 de 04 de maio de 1999.** Disponível em: https://cronotacografo.rbmlq.gov.br/files/resolucao_092_99.pdf . Acesso em 15 set. 2018.

DORMAN, P.; HAGSTROM, P. Wage Compensation for Dangerous Work Revisited. **ILR Review**, v. 52, n. 1, p. 116–135, 1998.

HÄKKÄNEN, H.; SUMMALA, H. Fatal traffic accidents among trailer truck drivers and accident causes as viewed by other truck drivers. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 33, n. 2, p. 187–196, mar. 2001.

HERTZ, R. P. Tractor-trailer driver fatality: The role of nonconsecutive rest in a sleeper berth. **Accident Analysis & Prevention**, v. 20, n. 6, p. 431–439, 1 dez. 1988.

HERTZ, R. P. Hours of service violations among tractor-trailer drivers. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 23, n. 1, p. 29–36, fev. 1991.

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.

KOLSTAD, C. D.; ULEN, T. S.; JOHNSON, G. V. Ex Post Liability for Harm vs. Ex Ante Safety Regulation: Substitutes or Complements? **The American Economic Review**, v. 80, n. 4, p. 888–901, 1990.

KORELITZ, J. J. et al. Health habits and risk factors among truck drivers visiting a health booth during a trucker trade show. **American journal of health promotion: AJHP**, v. 8, n. 2, p. 117–123, dez. 1993.

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.

LEE, M. Generalized Difference in Differences With Panel Data and Least Squares Estimator. **Sociological Methods & Research**, v. 45, n. 1, p. 134–157, 1 fev. 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.

LIMA, L. **O mercado de trabalho dos motoristas de caminhão no Brasil**: caracterização e avaliação do efeito de leis trabalhistas. 2018. 100 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2018.

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.

MCCARTT, A. T. et al. Factors associated with falling asleep at the wheel among long-distance truck drivers. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 32, n. 4, p. 493–504, jul. 2000.

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.

PEIXOTO, B. et al. **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo : Fundação Itaú Social, 2016.

ROHLFS, C.; SULLIVAN, R.; KNIESNER, T. New Estimates of the Value of a Statistical Life Using Air Bag Regulations as a Quasi-experiment. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 7, n. 1, p. 331–359, fev. 2015.

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

SHAVELL, S. Liability for Harm versus Regulation of Safety. **The Journal of Legal Studies**, v. 13, n. 2, p. 357–374, 1 jun. 1984.

SHAVELL, S. **Economic Analysis of Accident Law**. [s.l.] National Bureau of Economic Research, maio 2003. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w9694>. Acesso em: 12 nov. 2018.

SHAVELL, S. Chapter 2 Liability for Accidents. In: **Handbook of Law and Economics**. [s.l.] Elsevier, 2007. v. 1p. 139–182.

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.

SILVA, J. A. R. DE O. Lei do motorista profissional : tempo de trabalho, tempos de descanso e tempo de direção. **Lei do motorista profissional : tempo de trabalho, tempos de descanso e tempo de direção**, 2012.

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.

WILLIAMSON, A. M.; FEYER, A. M.; FRISWELL, R. The impact of work practices on fatigue in long distance truck drivers. **Accident; Analysis and Prevention**, v. 28, n. 6, p. 709–719, nov. 1996.

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

WYLIE, C. D. et al. COMMERCIAL MOTOR VEHICLE DRIVER FATIGUE AND ALERTNESS STUDY: PROJECT REPORT. out. 1996.

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.