

The ENAP logo is displayed in a white, lowercase, sans-serif font. The background of the top half of the cover is a grayscale photograph of a modern office environment with several people working at desks with computers.

Cadernos

n° 108

Impactos da desoneração da folha de pagamentos sobre o emprego formal e a competitividade industrial

Carlos Eduardo de Freitas

Coleção: *Cátedras 2019*



Coleção:

Cátedras 2019



**Impactos da desoneração
da folha de pagamentos
sobre o emprego formal e
a competitividade
industrial:**

**Uma aproximação pelo
método de *difference in
differences* com
*propensity score matching***

Autor

Carlos Eduardo de Freitas

Parecerista convidado

Rodrigo Leandro de Moura

Este caderno é resultado dos conhecimentos gerados pelas pesquisas realizadas no âmbito do Programa Cátedras Brasil, desenvolvido com o objetivo de fomentar pesquisas de alto nível com aplicações práticas na gestão pública. A presente publicação é uma das entregas previstas no Edital nº 50 de 2019.

Conheça o autor

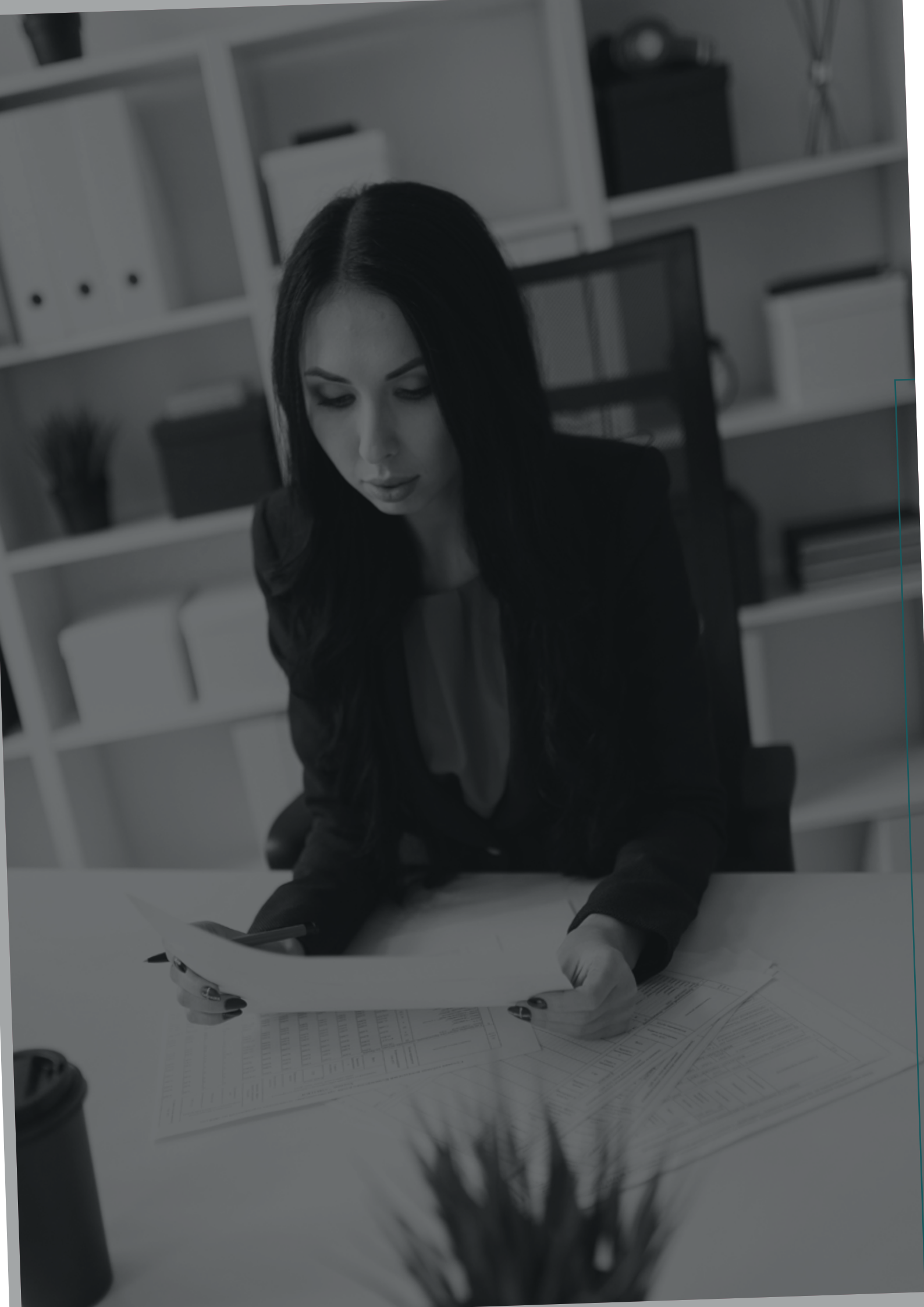


**Carlos Eduardo
de Freitas**

Autor



Doutor em Economia (UFPE/PIMES), Mestre Economia (UEM/PCE) e Bacharel (2007) em Ciências Econômicas (UEM/DCO). Atualmente é docente e pesquisador da Universidade Federal de Rondonópolis (UFR). Tem experiência na área de Economia, com ênfase em Avaliação e Simulação de Políticas Públicas.



Expediente



**Escola Nacional de
Administração Pública – Enap**

Presidente

Diogo Costa

Diretora-Executiva

Rebeca Loureiro de Brito

Diretora de Altos Estudos

Diana Coutinho

Diretor de Educação Executiva

Rodrigo Torres

**Diretor de Desenvolvimento
Profissional**

Paulo Marques

Diretora de Inovação

Bruna Santos

Diretora de Gestão Interna

Alana Biagi Lisboa

Revisão

Adriana Braga

Projeto gráfico

Amanda Soares

Letícia Lopes

Diagramação

Yasmin Carvalho

A Escola Nacional de Administração Pública (Enap) é uma escola de governo vinculada ao Ministério da Economia (ME).

Tem como principal atribuição a formação e o desenvolvimento permanente dos servidores públicos. Atua na oferta de cursos de mestrados profissionais, especialização lato sensu, cursos de aperfeiçoamento para carreiras do setor público, educação executiva e educação continuada.

A instituição também estimula a produção e disseminação de conhecimentos sobre administração pública, gestão governamental e políticas públicas, além de promover o desenvolvimento e a aplicação de tecnologias de gestão que aumentem a eficácia e a qualidade permanente dos serviços prestados pelo Estado aos cidadãos. Para tanto, desenvolve pesquisa aplicada e ações de inovação voltadas à melhoria do serviço público.

O público preferencial da Escola são servidores públicos federais, estaduais e municipais. Sediada em Brasília (DF), a Enap é uma escola de governo de abrangência nacional e suas ações incidem sobre o conjunto de todos os servidores públicos, em cada uma das esferas de governo.

F8665i Freitas, Carlos Eduardo de
Impactos da desoneração da folha de pagamentos sobre o emprego formal e a competitividade industrial: uma aproximação pelo método de difference in differences com propensity score matching / Carlos Eduardo de Freitas. -- Brasília: Enap, 2022.
155 p. : il. -- (Cadernos Enap, 108; Coleção: Cátedras 2019)
Inclui bibliografia
ISSN: 0104-7078
1. Políticas Públicas. 2. Emprego. 3. Salário. 4. Economia Industrial. 5. Competitividade. 6. Política Tributária. 7. Desoneração.
I. Título. CDD 355.64

Bibliotecária: Tatiane de Oliveira Dias – CRB1/2230



Enap, 2022

Este trabalho está sob a Licença Creative Commons – Atribuição: Não Comercial – Compartilha Igual 4.0 Internacional

As informações e opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista da Escola Nacional de Administração Pública (Enap). É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.



Escola Nacional de Administração Pública (Enap)
Diretoria de Altos Estudos
Coordenação-Geral de Pesquisa
SAIS – Área 2-A – 70610-900 — Brasília-DF, Brasil

CÁTEDRAS 2019

Editorial

Cumprindo sua missão de fomentar pesquisas de alto nível com aplicações práticas na gestão pública, a Enap, por meio do seu Edital nº 50/2019 elencou as seguintes áreas temáticas: (a) *avaliação de políticas públicas financiadas por gasto direto*; (b) *avaliação de subsídios da União*; (c) *comunicação de evidências em políticas públicas*; (d) *perspectivas em escolha pública comportamental* e; (e) *serviços públicos digitais inteligentes*.

É esta diversidade de temas que ora compõem os Cadernos Enap desta coleção.

As duas primeiras áreas ilustram a importância das avaliações de políticas públicas sejam elas *ex ante* ou *ex post* têm para o setor público. Políticas públicas não são – e nem deveriam ser – eternas e imutáveis. A sociedade aloca recursos em políticas públicas e, portanto, é importante que o custo-benefício social seja mensurado de maneira cientificamente apurada.

A terceira área de análise se preocupa com outro aspecto importante das políticas públicas: a sua capacidade de ser compreendida tanto pelo cidadão como pelo gestor público. A comunicação das evidências, idealmente, deve desfazer mal-entendidos, trazendo não certezas – pois em Ciência não há certezas, exceto as triviais – mas sim evidências que rejeitem ou não o impacto desta ou daquela política.

A quarta área visava explorar a questão dos vieses que os agentes públicos enfrentam em suas tomadas de decisão. Muito popular, e não menos polêmica, a economia comportamental é uma área ainda jovem, com muitos *insights* interessantes que merecem um tratamento empírico mais rigoroso pois, só assim, poderemos saber se as propostas práticas de intervenções com base nesta teoria têm efeitos de médio e longo prazo.

Finalmente, a quinta área é uma da qual temos visto avanços práticos no Brasil. É interessante notar que a ideia de se estudar o tema dos serviços digitais inteligentes foi anterior à pandemia, período em que, inevitavelmente, estes serviços – públicos ou privados – passaram a ocupar parte significativa da vida das pessoas.

Estas cinco áreas se conectam, ilustrando algumas das preocupações que fazem parte do universo de pesquisas da Enap. Afinal, os vieses de gestores podem influenciar na elaboração de políticas públicas que, por sua vez, precisam ser avaliadas. Os resultados das avaliações devem ser transmitidos com clareza à sociedade, financiadora destes gestores e destas políticas. Não é difícil perceber que serviços digitais são uma forma de se baratear o acesso dos cidadãos a diversas facetas deste processo.

A pesquisa, não custa lembrar, é gerada em um processo que abrange o trabalho do bolsista, as sugestões e críticas dos avaliadores. Trata-se de um processo rico e laborioso, como bem o sabem aqueles que seguem pelas trilhas das pesquisas. É sempre um prazer contar com bolsistas e avaliadores no Programa Cátedras Brasil da Enap.

Obviamente, não posso deixar de mencionar o incansável trabalho da Coordenação-Geral de Pesquisa e a colaboração de nosso pessoal da Biblioteca e da Assessoria de Comunicação da Enap na fase final de lapidação dos doze cadernos desta coleção.

Boa leitura!

Claudio D. Shikida

Coordenador-Geral de Pesquisa

Diretoria de Altos Estudos

Sumário Executivo

Apresentação/ contextualização

Embora os impactos econômicos de políticas públicas no formato de desoneração do fator trabalho venham sendo discutidos e estudados no meio acadêmico há longa data, tanto a literatura nacional quanto a internacional apresentam poucos estudos com profundidade empírica, tendo buscado avaliar apenas retrospectivamente a desoneração da folha. Nos trabalhos sobre o Brasil, foram identificados resultados controversos ou quase nenhum efeito dessa política tributária sobre o emprego, salários e competitividade.

Com isso, o objetivo proposto para esta pesquisa é mensurar os impactos da desoneração da folha de pagamentos sobre o emprego e a competitividade industrial. A estrutura do trabalho será composta, além da introdução (1), por: 2) referencial teórico; 3) metodologia; 4) resultados; e 5) possíveis aplicações do estudo para a administração pública federal. Todos esses itens foram analisados por pareceristas *ad hoc*.

A pesquisa abordou, conforme cronograma de execução (Anexo I), os ajustes no referencial teórico e na metodologia de pesquisa que foram sugeridos pelos pareceristas *ad hoc*.

Já quanto à competitividade industrial, apenas na janela de 2015 e 2016, o estimador mostrou-se significativo e o efeito da política de desoneração da folha de salários surtiu efeitos para aumentar a competitividade da indústria brasileira: -36,7 p.p. (2015) e -45,2 p.p. (2016). Essa janela temporal foi o auge da crise econômica brasileira, em que houve queda do emprego, variável que faz parte do componente da construção do indicador. Assim, os setores industriais que estão no grupo onde existe a política de desoneração da folha conseguiram ganhar competitividade em relação ao grupo não desonerado.

Na análise por estado da Federação, nos anos iniciais do programa, houve um efeito significativo e positivo sobre o emprego, porém em alguns estados: MG, PB, PR, RJ, SP. Nos anos seguintes, conforme a continuidade da desoneração da folha, houve efeitos negativos, como, por exemplo, no Rio Grande do Norte (-21,7 p.p.), em Pernambuco (-9,3 p.p.) e Roraima (-13,5 p.p.). Os testes de robustez, falsificação e “placebo” foram não significativos, como demonstra a eficiência dos estimadores de diferença em diferenças com pareamento por escore de propensão. Os dois testes de sensibilidade também apresentaram respostas sobre as não observáveis, indicando que as não observáveis podem afetar o efeito da desoneração da folha de salários sobre o emprego, porém, em uma magnitude, a depender do *confunder* de análise, entre -0,004 p.p. até 0,029 p.p. no sinal de direção do estimador (análise de sensibilidade de ICHINO *et. al.*, 2008).

Em relação aos indicadores de renúncia fiscal e razão custo-benefício, considerando que o ano de entrada da política (2012) foi atípico em termos de montantes renunciados, no intervalo entre 2013 e 2017, verifica-se que, nos anos de 2014 e 2015, o montante renunciado não compensou, considerando a geração de novos empregos. Por exemplo, a razão custo/benefício da política foi de 0,951 e 0,841, respectivamente. Porém, nos demais anos, a renúncia fiscal e o custo/benefício compensaram em termos de aumento de emprego.

Considerando a evolução temporal da lei, a política de desoneração da folha de salários conseguiu aumentar o emprego em trajetória decrescente. Já na competitividade industrial, houve efeito apenas em 2015 e 2016, porém positivo. Assim, dada essa constatação, recomenda-se rever essa política, uma vez que, se houver a continuidade, após 2018, da trajetória decrescente dos seus efeitos sobre o emprego e a competitividade, a resposta dessa política para essas variáveis poderá ser ainda menor.

Finalmente, a sugestão de aplicação do estudo para a administração pública federal (Capítulo 5) seria uma revisão da política de desoneração da folha de salários, passando por dois eixos principais: 1) setores contemplados; e 2) alíquotas para a CPRB (Contribuição Provisória sobre a Receita Bruta). No primeiro item, é possível aumentar a quantidade de setores desonerados. O número exato para esse aumento não foi escopo desta pesquisa, mas a indicação seria entre 17 e 34, algo como o dobro dos atuais contemplados. O argumento baseia-se na relação dos efeitos entre as horas contratadas e a quantidade de vínculos. A razão entre eles foi de 2,17 e, aplicando essa razão ao número de setores, chegamos ao valor máximo de 34.

O segundo item está atrelado à pauta econômica sobre a reforma tributária, como, por exemplo, a criação de novos impostos (nova CPMF) e simplificações tributárias. Nessa esfera, a política de desoneração da folha de pagamentos entraria nesse pacote de reforma tributária com as respectivas alíquotas para os setores desonerados. Esta pesquisa não teve o intuito de simular mudanças nas alíquotas e seus efeitos futuros sobre a arrecadação tributária. Mas estudos recentes (TINÉ, PAES; FREITAS, 2020) indicam que majorar a alíquota da CPRB entre 10-15% poderia reduzir o montante renunciado e continuar surtindo efeitos para a geração de emprego. Porém, esse tema exige mais investigação científica para respaldar a administração pública federal na condução dessa política pública.



Se quiser, **clique aqui** para acessar o documento do **Sumário Executivo separado**.
Compartilhe!

Resumo

Neste estudo apresentaremos o referencial teórico, a metodologia proposta e os resultados da pesquisa. O referencial teórico contará com cinco partes. A primeira abordará uma ampla revisão da literatura internacional. Na segunda parte, serão abordados os aspectos teóricos da desoneração da folha de salários, enfatizando as principais correntes teóricas. A terceira parte enfatiza a descrição da desoneração da folha de pagamentos para o Brasil, relatando a forma de aplicação e a evolução na legislação. A quarta parte apresenta o avanço da literatura nacional, principalmente sobre os métodos de abordagem empírica. E a quinta seção apresenta as desvantagens dos gastos tributários para a desoneração da folha. A metodologia contará com duas partes. A primeira será a composição da estrutura do banco de dados, assim como a descrição da base de dados. A segunda parte diz respeito à estratégia empírica para avaliação de impacto da política. Nela, os métodos *propensity score matching* (PSM), modelo de diferenças em diferenças (DID) com *propensity score matching* (PSM), modelo de triplas diferenças, testes de robustez e sensibilidade e o indicador de eficiência da renúncia fiscal foram detalhadamente apresentados. Por fim, os resultados serão apresentados em quatro partes. A primeira trata da estatística descritiva do banco de dados disponível na Rais (2020) e CNI (2020). A segunda parte diz respeito aos resultados gerais da avaliação de impacto da política de desoneração da folha de salários sobre o emprego e a competitividade. Em seguida, os resultados dos estimadores por estado da Federação são apresentados. Na terceira parte, os testes de robustez (falsificação e “placebo”) e sensibilidade (ICHINO *et al.*, 2006; OSTER, 2015) são expostos. Por fim, apresentaremos também os resultados para o indicador de eficiência da renúncia fiscal dentro do contexto da desoneração da folha de pagamentos.

Resumo

Os resultados finais desta pesquisa apontam para um efeito médio de 2,44 p.p. e 1,12 p.p. da política de desoneração da folha sobre o emprego, respectivamente sobre a quantidade de horas trabalhadas e a quantidade de vínculos. Esse resultado retrata a comparação entre o grupo de setores desonerados em relação ao grupo não desonerado. Outro resultado importante levou em consideração a tendência temporal. Os efeitos da política de desoneração da folha de salários logo no início da implantação da lei (2012) sobre o emprego foi, em média, 1,8 p.p. (horas trabalhadas) e 1,5 p.p. (vínculos). E, com o passar dos anos, esse efeito caiu, atingindo 0,6 p.p. em 2018. Nos resultados sobre competitividade industrial, apenas na janela de 2015 e 2016, o estimador mostrou-se significativo e o efeito da política de desoneração da folha de salários surtiu efeitos para aumentar a competitividade da indústria brasileira: -36,7 p.p. (2015) e -45,2 p.p. (2016). Por fim, em relação aos indicadores de renúncia fiscal e razão custo-benefício, considerando que o ano de entrada da política (2012) foi atípico em termos de montantes renunciados, no intervalo entre 2013 e 2017, verifica-se que, nos anos de 2014 e 2015, o montante renunciado não compensou, considerando a geração de novos empregos.

Palavras-chave: : desoneração da folha de salários, revisão teórica, escore de propensão, dados em painel, avaliação de impacto, métodos quantitativos

Abstract

In this fourth report, we will present the theoretical framework, the proposed methodology and the research results. The theoretical framework will have five parts. The first will address a broad international literary review. In the second part, the theoretical aspects of the payroll tax exemption, emphasizing the main theoretical currents. The third part emphasizes the description of the payroll tax exemption for Brazil, reporting the form of application and the evolution in the legislation. The fourth part presents the advance of the national literature, mainly on the methods of empirical approach and the fifth section presents the disadvantages of tax expenditures for the tax exemption of the payroll. The methodology will have two parts. The first will be the composition of the database structure, as well as the description of the database. The second part concerns the empirical strategy for assessing the impact of the policy. In it, the methods Propensity Score Matching (PSM), Differences in Differences Model (DID) with Propensity Score Matching (PSM), Triple Differences Model, Robustness and Sensitivity Tests and the Tax Waiver Efficiency Indicator were presented in detail. Finally, the results will have four parts. The first, the descriptive statistics of the database available at RAIS (2020) and CNI (2020). The second part concerns the general results of the impact assessment of the payroll tax exemption policy on employment and competitiveness. Then, the results of the estimators by State of the federation are presented. In the third part, the robustness and sensitivity tests, such as the counterfeiting, “placebo”, Ichino et. al. (2006) and Oster (2015) are exposed. Finally, we will also present the results for the Tax Waiver Efficiency Indicator within the context of payroll tax relief. The final results of this research point to an average effect of 2.44 p. P. and 1.12 p. P. payroll reduction policy on employment, number of hours worked and number of employment contracts, respectively. This result shows the comparison between the group of exempted sectors in relation to the non-exempted group. Another important result took into account the temporal trend. The effects of the payroll tax exemption policy right at the beginning of the

Abstract

implementation of the law (2012) on employment was, on average, 1.8 p. P. (hours worked) and 1.5 p. P. (bonds), and as the years went by, this effect fell, reaching 0.6 p. P. in 2018. The results on industrial competitiveness, only in the window of 2015 and 2016, the estimator proved to be significant and the effect of the payroll tax exemption policy had effects to increase the competitiveness of the Brazilian industry: -36.7 p. P. (2015) and -45.2 p. P. (2016). Finally, the indicators of tax waiver and cost-benefit ratio, considering that the year of entry of the policy (2012) was atypical in terms of amounts waived, from 2013 to 2017, the years 2014 and 2015, the amount waived did not compensate for the generation of new jobs.

Keywords:

payroll tax relief, theoretical review, propensity score, panel data, impact evaluation, quantitative methods

Sumário

1.

Introdução

Pg. **20**

2.

Referencial teórico

Pg. **24**

3.

Metodologia

Pg. **67**

4.

Resultados

Pg. **87**

5.

Possíveis aplicações do estudo para a administração pública federal

Pg. **120**

6.

Considerações finais

Pg. **124**



1.

Introução





1. Introdução

No cenário nacional, principalmente no ambiente de crise fiscal que o país vem enfrentando, a sociedade e a academia cada vez mais buscam conhecer os resultados obtidos das políticas públicas executadas pelo Governo Federal, principalmente aqueles relacionados aos subsídios da União e seus impactos fiscais, econômicos e sociais.

Embora os impactos econômicos de políticas públicas no formato de desoneração do fator trabalho venham sendo discutidos e estudados no meio acadêmico há longa data, tanto a literatura nacional quanto a internacional apresentam poucos estudos, com profundidade empírica, que tenham buscado avaliar retrospectivamente a desoneração da folha. Os trabalhos sobre o Brasil que estão disponíveis apresentaram resultados controversos ou quase nenhum efeito dessa política tributária sobre o emprego, salários e competitividade. Nos estudos internacionais, vemos algo semelhante à política tributária adotada no país, porém com objetivos diferentes. Na União Europeia, por exemplo, a política de desvalorização fiscal foi amplamente difundida com o intuito de frear a crise financeira internacional iniciada em 2008.

Com isso, para atingir o objetivo proposto desta pesquisa, que é o de mensurar os impactos da desoneração da folha de pagamentos sobre o emprego e a competitividade industrial, seguimos a seguinte estrutura: referencial teórico; metodologia; resultados. A revisão teórica da pesquisa, a metodologia e os resultados pautaram-se nas recomendações dos pareceristas *ad hoc*.

A revisão teórica contará com uma revisão internacional acerca do tema (seção 2.1). Essa seção abordará trabalhos com grande relevância internacional, com diferentes abordagens empíricas e que tiveram como escopo avaliar reformas tributárias que desonerassem o fator trabalho, com ou sem compensação tributária. Em seguida, na seção 2.2, os pressupostos teóricos da desoneração da folha de salários serão apresentados. Essa parte representa um aspecto crucial para o entendimento da teoria econômica acerca do tema. A seção 2.3 traz a descrição do modelo de desoneração da folha adotado no Brasil, enfatizando a evolução das leis e normas que regem essa política tributária no país, além de descrever seus objetivos, metas e escopo de atuação. A seção 2.4 apresenta a literatura nacional mais relevante, em especial com foco na análise quantitativa econométrica, a fim de entender a evolução da literatura nacional nas pesquisas que trataram da desoneração da folha de salários, com análise *ex-post*, e seus efeitos sobre o emprego, salário, crescimento econômico e competitividade. Por fim, a seção 2.5 traz as desvantagens dos gastos tributários para a desoneração da folha de salários como um contraponto importante na construção de políticas fiscais.

A metodologia de pesquisa, aspecto crucial para a avaliação dos efeitos da desoneração da folha de salários sobre emprego e competitividade, será composta por duas partes. Na primeira, será apresentada a base de dados (3.1). Além da descrição das variáveis, enfatizamos que o tratamento e coleta está em andamento para compor os resultados preliminares. Basicamente, os dados têm como fonte a Relação Anual de Informações Sociais (Rais) disponibilizada no sítio do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) para o período de 2009 até 2018. Os dados referentes à competitividade-custo industrial são disponibilizados no sítio da Confederação Nacional da Indústria (CNI), no menu Estatística, e esses dados também serão de 2009 a 2018.

A segunda parte da metodologia é a estratégia empírica (3.2). Nela teremos a construção do modelo empírico para avaliar os efeitos da política fiscal. São cinco subseções. A subseção 3.2.1 terá o método *propensity score matching* (PSM) como base para a construção dos setores contrafactuais para a estratégia de avaliação (ROSENBAUM; RUBIN, 1983; CAMERON; TRIVEDI, 2005). A subseção 3.2.2 tem como avanço metodológico a união do modelo de diferenças em diferenças (DID) com o *propensity score matching* (PSM); proposto inicialmente por Heckman e Smith (1995), o método procura reduzir o viés das não observáveis e aumentar a robustez dos estimadores. Para uma construção sólida da pesquisa, o modelo de triplas diferenças (3.2.3) será apresentado como complemento na análise empírica da avaliação. Esse método é usado em momentos em que os controles podem ser frágeis, melhorando a técnica de duplas diferenças (DID). Testes de robustez e sensibilidade dos estimadores, como de Ichino, Mealli e Nannicini (2008) e Oster (2015), serão apresentados na subseção 3.2.4. Por fim, outro avanço para a pesquisa foi a construção do indicador de eficiência da renúncia fiscal (3.2.5), que tem como pilar a construção de um indicador para verificar se o montante renunciado com a desoneração da folha de salários foi compensado pelo aumento no emprego.

Na seção 4, temos os resultados da pesquisa. Nela constam a estatística descritiva das variáveis (4.1), os resultados gerais dos estimadores (4.2), resultados por estado da Federação (4.3), testes de robustez e sensibilidade (4.4) e resultados do indicador de eficiência da renúncia fiscal (4.5). Nos resultados gerais dos impactos da desoneração da folha de salários sobre o emprego e a competitividade, temos a comparação entre os estimadores de diferenças em diferenças (DID), diferenças em diferenças com pareamento por escore de propensão (DID-PSM) e triplas diferenças (DDD); essa comparação é importante, pois permite verificar a eficiência dos estimadores, além disso, a comparação temporal entre 2009, 2010 e 2011 (média) com os anos seguintes, até o ano de 2018, também é demonstrada.

Por fim, há também uma seção sobre as possíveis aplicações deste estudo para a administração pública federal e dois anexos. O primeiro é o cronograma de execução da pesquisa. No segundo são apresentados todos os subsetores classificados na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0 que formaram toda a base de dados para a pesquisa.

2.

Referencial teórico





2. Referencial teórico

Este capítulo abordará, além de uma revisão da literatura tendo como escopo a evolução da política tributária internacional e nacional e enfatizando as questões da folha de pagamentos como política pública e o financiamento da seguridade social, também os principais aspectos teóricos sobre a desoneração da folha de salários, como os atos e leis que estruturaram essa política pública.

Esta seção considerará os aspectos relevantes sobre a base tributária do fator trabalho. Outro ponto importante desta revisão é enfatizar a evolução dos métodos de análise para mensurar os efeitos das mudanças tributárias sobre as variáveis econômicas.

Nesse mesmo sentido, Craig (1959) enfatizou que a seguridade social abrange um amplo grupo de indivíduos e os contratos de seguros visam proteger os trabalhadores contra os riscos econômicos da morte, da velhice, da invalidez e do desemprego. Para Craig (1959), existem duas abordagens para a análise dos efeitos econômicos desse sistema, a abordagem de fluxo de caixa e a abordagem da incidência do imposto. No sistema de fluxos de caixa, a segurança social tem tido influência negativa na estabilidade econômica. Analisados a partir de um ponto de vista da incidência do imposto, os programas de segurança social tiveram problemas com a inflação. Mas, em contraste com Swan (1947), devido à semelhança entre as propensões a consumir nos vários estratos de renda, essa influência é pequena. Por fim, o autor é pessimista quanto à mudança nas regras tributárias sobre a folha de pagamentos, uma vez que a complexidade institucional do sistema, os objetivos básicos para que serve a seguridade social e o tamanho do orçamento federal impedem mudanças significativas.

Porém, apenas mais de uma década depois do trabalho de Craig (1959), tivemos, na literatura internacional, uma pesquisa relevante sobre o tema. Diamond e Mirrlees, em 1971, com seu artigo seminal², inovaram frente à literatura ao construir o fundamento da teoria da tributação ótima e produção pública na presença do segundo melhor³. Diamond e Mirrlees (1971) mostraram como o sistema fiscal pode ser ajustado para minimizar as distorções e eliminar ineficiências da produção. A principal contribuição desse trabalho foi que, ao submeter os sistemas fiscais a uma análise mais aprofundada, essa pesquisa inaugura a investigação sobre desenhos de mecanismos fiscais e de minimização da carga tributária.

² ARROW, KENNETH J. BERNHEIM, B. DOUGLAS. FELDSTEI, MARTIN S. MCFADDEN, DANIEL L. POTERBA, JAMES, M. SOLOW, ROBERT M; 100 YEARS OF THE AMERICAN ECONOMIC REVIEW: THE TOP 20 ARTICLES. *THE AMERICAN ECONOMIC REVIEW*, v. 101, n. 1, p. 1-8, 2011.

³ SEGUNDO LEGEMANN (2001), UM PRESSUPOSTO DA TRIBUTAÇÃO ÓTIMA É QUE AS HABILIDADES NATURAIS (QUOCIENTE DE INTELIGÊNCIA OU HABILIDADES INATAS) DOS INDIVÍDUOS CONSTITUEM A ÚNICA CARACTERÍSTICA DE DIFERENCIAÇÃO PESSOAL DOS CONTRIBUINTES. SENDO ASSIM, ESSE ÓTIMO SERIA UMA TRIBUTAÇÃO EQUITATIVA, ADEQUADA ÀS CONDIÇÕES PESSOAIS DOS CONTRIBUINTES (*FIRST BEST*). MAS, PARA O FISCO, NÃO É POSSÍVEL OBSERVAR ISSO DIRETAMENTE. O IDEAL SERIA UM TRIBUTO DE VALOR ÚNICO (TRIBUTO *LUMP SUM*). COMO ISSO TAMBÉM NÃO É POSSÍVEL, PROCURA-SE A SEGUNDA MELHOR SOLUÇÃO (*SECOND BEST*), EM QUE SE UTILIZA O CONTROLE INDIRETO DOS CONTRIBUINTES ATRAVÉS DE INDICADORES.

Feldstein (1974) demonstrou qual o impacto que o sistema tributário de financiamento da segurança social causou sobre a economia nacional ao longo do ciclo de vida. Ao propor esse estudo, estimulou um grande número de pesquisas nessa área, a maioria das quais foram teóricas e empíricas. Dessa forma, Feldstein (1974) analisou o impacto que o imposto sobre a folha com vistas a financiar a previdência social tem sobre a decisão simultânea do indivíduo entre a aposentadoria e a poupança. Os seus resultados evidenciaram que essa política deprime a poupança pessoal entre 30 e 50%.¹ Feldstein (1976) publicou um comentário, utilizando o modelo de Barro (1974), na revista americana *Journal of Political Economy*, enfatizando esse mesmo raciocínio:

(...) se a dívida do governo ou a dívida agregada das famílias é grande em relação ao estoque de capital, isso induz a redução da acumulação de capital, então os salários em gerações futuras serão mais baixos. A primeira geração deve antecipar isso aumentando suas heranças para compensar a futura queda no rendimento do trabalho. Em suma, com a introdução da segurança social (através da folha de salários) ou da dívida pública em uma economia em crescimento, pode-se esperar a redução do acúmulo de capital (FELDSTEIN, 1976, p. 6, tradução nossa).

¹ WILLIAMSON E JONES (1983) APRESENTARAM RESULTADOS DIVERSOS DE MARTIN FELDSTEIN (1974). NO PRIMEIRO MOMENTO, OS CÁLCULOS MOSTRARAM QUE AS MUDANÇAS NOS PARÂMETROS TRIBUTÁRIOS DA FOLHA DE PAGAMENTOS AFETARAM TODOS OS COEFICIENTES DA FUNÇÃO CONSUMO, BEM COMO INFLUENCIARAM O TAMANHO DA RIQUEZA DA SEGURANÇA SOCIAL. POR OUTRO LADO, AS ALTERAÇÕES EM OUTROS PARÂMETROS, TAIS COMO A TAXA OU A EXPECTATIVA DE VIDA, PODEM ALTERAR A RELAÇÃO ENTRE A SEGURANÇA SOCIAL E OUTRAS VARIÁVEIS, MESMO QUANDO NÃO HÁ MUDANÇAS NO SISTEMA DE FINANCIAMENTO DO SEGURO SOCIAL. ESSA RELAÇÃO DOS COEFICIENTES E VARIÁVEIS EXÓGENAS AOS PARÂMETROS QUE MUDAM AO LONGO DO TEMPO INDICA QUE AS ESTIMATIVAS REFERIDAS NA LITERATURA ESTÃO SUJEITAS A ERROS NA FORMA FUNCIONAL, O QUE EXPLICA OS RESULTADOS EMPÍRICOS DIVERSOS. ESSES PESQUISADORES CONCLUÍRAM QUE A SEGURANÇA SOCIAL NÃO TEM IMPACTO SOBRE A POUPANÇA PESSOAL. OS CÁLCULOS NESTE TRABALHO MOSTRARAM QUE ESTA CONCLUSÃO NÃO É NECESSARIAMENTE VÁLIDA. A CRIAÇÃO DE UM SISTEMA TRIBUTÁRIO DO TIPO PAYGO DE SEGURANÇA SOCIAL TEM UM GRANDE IMPACTO NA ECONOMIA, MAS, QUANDO COMBINADO COM UM AUMENTO NAS ALÍQUOTAS DA FOLHA DE SALÁRIOS DURANTE O PERÍODO DE REFORMA, PODE NÃO HAVER CORRELAÇÃO POSITIVA ENTRE A RIQUEZA DA SEGURANÇA SOCIAL E O CONSUMO. FELDSTEIN (1974) APONTOU QUE A SEGURANÇA SOCIAL REDUZ A POUPANÇA. PORÉM, WILLIAMSON E JONES (1983) DEMONSTRARAM QUE ESSA INTERPRETAÇÃO DO COEFICIENTE SOBRE A RIQUEZA DA SEGURANÇA SOCIAL É INCORRETA E PODE LEVAR À SUPERESTIMATIVA DO IMPACTO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL SOBRE A POUPANÇA.

A partir do modelo de gerações sobrepostas com vidas finitas (SAMUELSON, 1958; DIAMOND, 1965), Barro (1974) considerou também algumas hipóteses mais realistas, como: os efeitos sobre o valor dos títulos de capitalização com tempo definido, os mercados de capitais privados imperfeitos, monopólio do governo na produção de títulos e a incerteza sobre as obrigações fiscais futuras. Na presença de mercados de capitais privados imperfeitos, a emissão de dívida do governo vai aumentar a riqueza líquida, se o governo é mais eficiente, na margem, do que o mercado privado na realização do processo de empréstimo. Com isso, o trabalho de Barro (1974) centrou-se em pesquisar se aumento da dívida pública constitui um aumento na riqueza das famílias. Com a introdução dos custos de transação do governo para a emissão de títulos e arrecadação de impostos, o efeito-riqueza líquido de títulos do governo poderia ser negativo. Finalmente, uma consideração das características do risco da dívida pública e das obrigações fiscais associados ao financiamento da dívida sugeriu que um aumento dos títulos do governo pode elevar o risco global contido nos balanços domésticos. No entanto, esse efeito depende da natureza do sistema tributário e dos custos de transação.

Okner (1975) contribuiu com a literatura internacional ao publicar o seu trabalho sobre algumas reformas alternativas em relação à tributação da folha de salários. O estudo feito para os Estados Unidos (EUA) constatou que, com um imposto sobre os salários de forma regressiva, o ônus recai com maior intensidade sobre os trabalhadores de baixa renda. Com essa constatação, houve um crescente interesse em alternativas de políticas fiscais mais equitativas nos últimos anos. Então, três formas de resolver esse problema foram propostas pelo autor: (1) reforma dentro da estrutura de impostos sobre a folha de pagamentos existente; (2) reforma tributária sobre a folha de pagamentos financiada através de receitas gerais do governo; e (3) plena integração da folha de pagamento e impostos. Para os casos (1) e (2), o método seria substituir a taxa de imposto proporcional com uma estrutura de taxa progressiva. Isso poderia ser feito separadamente (caso 1) ou combinado (caso 2) com a introdução de isenções e subsídios para os trabalhadores de baixa renda na estrutura do imposto de renda individual. A proposta (3) seria algo mais abrangente, envolvendo a integração total dos impostos sobre os salários e sobre a renda. Por fim, o autor afirmou que a reforma do imposto sobre os salários deve ser uma prioridade na agenda de política fiscal, a fim de reduzir a crescente carga tributária da folha de pagamentos sobre os mais pobres (como demonstrado em sua pesquisa).

Hubbard e Judd (1987) analisaram o impacto da substituição na folha de pagamentos de um imposto proporcional por um imposto progressivo e seus efeitos sobre as variáveis macroeconômicas. A introdução de um sistema de seguridade social financiado pela folha de salários levou a um aumento no consumo e no bem-estar, acompanhado por uma redução do capital social; o ganho é reduzido e, em alguns casos, eliminado.

Auerbach *et al.* (1989), ao estudarem quatro países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD) – Alemanha, Japão, Suécia e EUA –, utilizaram um modelo de equilíbrio geral dinâmico para tratar dos efeitos de mudanças nas relações capital-trabalho e no bem-estar, inserindo o comportamento de gerações diferentes. Retrataron que as mudanças demográficas, como aquelas previstas na maioria dos países da OCDE, têm efeitos econômicos que afetam a viabilidade fiscal de um país. O modelo foi modificado para incorporar a mudança tecnológica, o comércio internacional e os gastos de consumo do governo que dependem da composição etária da população. Também foram feitas adaptações para estudar os efeitos de mudanças demográficas no Japão, na República Federal da Alemanha, Suécia e Estados Unidos. Os autores chegaram a alguns resultados que demonstram que essas mudanças terão um grande impacto sobre as taxas de poupança nacional, taxas de salário real e nas contas correntes.

Sabendo que os impostos sobre os salários são amplamente utilizados em todo o mundo, tanto para fins de financiamento da seguridade social como para fins de receitas tributárias, Kesselman (1996) analisou as aplicações dos impostos sobre os salários e os seus efeitos na economia para o Canadá. Para isso, utilizou um comparativo da taxação sobre a folha de pagamentos internacional em relação ao total de impostos. O estudo considerou a distinção entre as contribuições para a segurança social e impostos sobre folha de pagamento e da força de trabalho. Um exame dos impostos do tipo sobre folha de pagamento exigidos em alguns países demonstra inúmeras anomalias no sistema existente para a classificação de impostos sobre os salários.

Rasmussen e Rutherford (2001), ao aplicarem um exemplo sobre a reforma tributária, afirmaram que o efeito de uma reforma tributária sobre o bem-estar está ligado à eficiência do novo sistema fiscal, bem como à redistribuição intergeracional. O imposto de renda distorce a decisão de poupança, levando a uma baixa acumulação de capital, entretanto o imposto sobre os rendimentos do trabalho distorce a escolha de trabalho e lazer, levando à carência de trabalho. A simulação proposta no estudo foi mudar a base da arrecadação do imposto

de renda para um imposto sobre o consumo². Com isso, reduziu-se a distorção da decisão na economia e houve um aumento de 5,1% no estoque de capital. Consequentemente, a eficiência global do sistema fiscal é melhorada. E houve também um pequeno aumento na oferta de trabalho, de menos de 0,1%. A redução do imposto sobre os rendimentos do trabalho reduz a distorção da escolha de trabalho e lazer, fazendo com que a oferta de trabalho e capital social aumentem no longo prazo.

Konishi (2008)³ analisou como os impostos sobre o consumo e sobre o salário são combinados para uma reforma tributária. Utilizando um modelo de gerações sobrepostas, colocou em foco seus efeitos sobre a redistribuição intergeracional e intrageracional. Examinou, também, como o envelhecimento da população afeta a política de equilíbrio. O artigo mostrou que uma sociedade com o crescimento populacional lento provavelmente terá múltiplos equilíbrios com a segurança social, a saber; pelo único imposto sobre o salário, só imposto sobre o consumo, ou ambos. Ao mesmo tempo, uma sociedade com rápido crescimento populacional tem um único equilíbrio, com a segurança social financiada apenas com um imposto sobre o salário ⁴.

Kunze e Schuppert (2010) analisaram os efeitos do aumento de impostos sobre o rendimento de capitais com redução das contribuições sobre a folha de salários. Essa medida de compensação fiscal seria uma maneira de aumentar a oferta de trabalho e, assim, reduzir o desemprego. A principal conclusão dos autores foi que a reforma tributária não só promoveu o aumento dos níveis de emprego, como também estimulou o crescimento econômico. Com os dados extraídos da União Europeia para avaliar o efeito da política tributária, revelou-se que os países europeus podem realmente ganhar mais emprego e crescimento, se o imposto sobre o capital for relativamente mais baixo.

² SERIA UM TIPO DE TRIBUTAÇÃO INDIRECTA. A INCIDÊNCIA É SOBRE BENS E SERVIÇOS, COMO, POR EXEMPLO, PARA O BRASIL, O IMPOSTO SOBRE CIRCULAÇÃO DE MERCADORIAS E SERVIÇOS (ICMS) E O IMPOSTO SOBRE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS (IPI).

³ KONISHI (2008) AFIRMOU QUE, EM ALGUNS PAÍSES DESENVOLVIDOS, POR EXEMPLO JAPÃO, FRANÇA, DINAMARCA E ALEMANHA, O IMPOSTO SOBRE O CONSUMO VEM CADA VEZ MAIS SE TORNANDO UMA MANEIRA POPULAR PARA FINANCIAR GASTOS COM SEGURIDADE SOCIAL.

⁴ MILES (1999), EM SEU TRABALHO SOBRE O IMPACTO DA DEMOGRAFIA SOBRE ECONOMIA, AFIRMOU QUE, AO LONGO DAS PRÓXIMAS DÉCADAS, NÃO HAVERÁ MUDANÇAS SIGNIFICATIVAS NA ESTRUTURA DEMOGRÁFICA DE QUASE TODOS OS PAÍSES DESENVOLVIDOS.

No teor de avaliações das políticas tributárias com o foco na folha de pagamentos, o Banco de Portugal (2011) emitiu um relatório demonstrando os efeitos da desvalorização fiscal sobre as variáveis agregadas da economia. Utilizando um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE – Dynamic Stochastic General Equilibrium) denominado PESSOA, simulou um corte na alíquota da seguridade social em contrapartida ao aumento do imposto sobre o valor adicionado (IVA). Os resultados de longo prazo proporcionaram um aumento do PIB (0,6%), das horas trabalhadas (0,6%) e do investimento privado (0,49%)⁵.

Fantini (2006) apresentou alguns resultados utilizando o modelo HERMES (Bélgica)⁶ com a política tributária de um corte sobre a folha de salários (contribuição social dos empregadores) de 0,5%. Os resultados mostraram um aumento do PIB de 0,12% e do emprego em 0,02%. Em comparação, o autor desenvolveu o modelo QUEST para 15 países selecionados da União Européia (UE) e simulou uma política tributária reduzindo em 1 p.p. a alíquota do imposto sobre o trabalho e aumentando a alíquota do imposto sobre o consumo na mesma magnitude, todos em proporção ao PIB. Os resultados mostraram um aumento no longo prazo de 0,88% no emprego e 0,72% no PIB (benefícios não indexados aos preços ao consumidor). Já para os benefícios indexados aos preços do consumidor, um aumento de 0,43% e 0,54% sobre o PIB e emprego, respectivamente.

Boscá, Doménech e Ferri (2013) apresentam o REMS (nova síntese neoclássica-keynesiana), que é um modelo dinâmico de equilíbrio geral para uma pequena economia aberta calibrado para a economia espanhola. O modelo é destinado principalmente para servir como uma ferramenta de simulação onde o foco é sobre os impactos econômicos de políticas fiscais alternativas. A política tributária proposta na pesquisa, foi o corte de 3,5% sobre a alíquota da contribuição sobre a folha de salários (destinada para a seguridade social) e o aumento de 2,0% sobre a alíquota efetiva do consumo. O resultado foi o aumento do PIB de 0,55%, e sobre o emprego 0,58%.

5 INSTITUIÇÕES INTERNACIONAIS E MUITOS BANCOS CENTRAIS ELABORARAM MODELOS D(S)GE PARA SEUS PAÍSES. POR EXEMPLO, O QUEST III PARA A UE, O BEQM PARA O REINO UNIDO, O MODELO SIGMA PARA OS EUA, O TOTEM PARA CANadá, AINO PARA A FINLândia, MODELOS IDEALIZADOS POR SMETS E WOUTERS PARA A EMU. DOIS MODELOS NA LINHA DO REMS PARA A ECONOMIA ESPANHOLA SÃO BEMOD E MEDEA, RESPECTIVAMENTE DESENVOLVIDOS POR ANDRÉS *ET AL.* (2006) E BURRIEL *ET AL.* (2010) (BOSCÁ, DOMÉNECH; FERRI, 2013).

6 BASSILIERE *ET AL.* (2005).

Langot *et. al* (2014) canalizam um arranjo tributário ideal em uma economia aberta, com eficiência estrutural no mercado de trabalho e no tamanho do governo. Em termos analíticos, usando um modelo de equilíbrio geral calibrado para a economia francesa, demonstram que a economia pode usar a política de desoneração da folha com compensação sobre o consumo para explorar a competitividade no comércio exterior e atenuar o impacto de um gasto público excessivo. Os resultados quantitativos passam por três esferas: i) a magnitude dos atritos do mercado de trabalho na França exige uma desvalorização fiscal (a taxa do imposto sobre o trabalho deve ser reduzida de 34% para 27%, além de duplicar o imposto sobre o consumo de 22% para 44%). Nesse sentido, nossos resultados sugerem que a França se beneficiaria mais da desvalorização fiscal do que economias mais flexíveis, como os EUA. ii) Se o tamanho do governo não mudar, o impacto no bem-estar dessa política tributária permanecerá pequeno (entre 0,2% e 1,5%). Por outro lado, iii) se o tamanho do governo também é reduzido para o tamanho ideal, a desvalorização fiscal leva a ganhos de bem-estar mais substanciais (aumento de 14% no consumo, por exemplo).

Engler *et. al.* (2017), calibrado para a zona do Euro, utilizaram um modelo dinâmico de equilíbrio geral (DSGE) para analisar os efeitos internacionais de uma desvalorização fiscal implementada como uma mudança nas contribuições sociais dos empregadores e compensado por imposto sobre valor agregado. Os resultados demonstram que essa política tributária é muito mais eficaz em termos de estímulo à produção doméstica de curto prazo do que os trabalhos anteriores apresentaram. Considerando salários rígidos, uma desvalorização fiscal de 1% do PIB aumenta a produção nos países da Europa Meridional entre 0,9% e 1,5%, o emprego e também a competitividade externa, dependendo da parametrização. Além disso, uma desvalorização fiscal acarreta uma melhoria estrutural, porque tem um efeito positivo no produto a longo prazo.

Ivens (2018) explora os efeitos da balança comercial de uma desvalorização fiscal unilateral, em um modelo de união monetária com dois países simétricos. O artigo diferiu dos estudos existentes, nos seguintes pontos: 1) explorando a redução da participação dos empregados nas contribuições para a seguridade social (CSC) – espécie de desoneração da folha de salários; ii) o papel da rigidez nominal, como demonstração de que os preços e salários flexíveis têm efeitos reais superiores; e iii) uso de dois bens, comercializáveis e não comercializáveis, no modelo macroeconômico. Essa base de pressupostos foi utilizada para simular a desvalorização fiscal implementada em países da área do euro com déficits na balança comercial em 2015, usando um modelo com dois países. Em uma estrutura teórica Nova Keynesiana, foi constatada que a eficácia de uma desvalorização fiscal depende crucialmente dos instrumentos fiscais utilizados.

Outro ponto são os impostos internacionais, que aumentaram em relação ao consumo doméstico. Para finalizar, uma parte desses países está em fase de envelhecimento da sua população, contribuindo de forma significativa para a redução relativa do imposto sobre bens e serviços.

A Tabela 1, a seguir, compara resultados de pesquisas sobre reformas tributárias, alguns utilizando modelos de equilíbrio geral, outros econometria. A ideia central foi reduzir em 1% a arrecadação da previdência social em proporção ao PIB e aumentar 1% do IVA em relação ao PIB; essa modalidade de reforma ficou conhecida como desvalorização fiscal.

Tabela 1 – Visão geral de estudos quantitativos sobre os efeitos de políticas tributárias

| Pesquisa | País | Efeitos de curto prazo | | | Efeitos de longo prazo ^a | |
|---|-------------------------------|------------------------|------------------|------------------------------|-------------------------------------|------------------|
| | | PIB (%) | Emprego (%) | Exportações líquidas (% PIB) | PIB (%) | Emprego (%) |
| Araujo e Ferreira (1999) – EG ^c | BRA | | | | 6.8 | 3.4 |
| Fochezatto e Salami (2009) – DGE (simulação 1) | BRA | | | | 0.28 | 0.25 |
| Cavalcanti e Silva (2010) – corte alíquota sobre o trabalho | BRA | 0.15 | | | 0.3 | |
| Cavalcanti e Silva (2010) – corte alíquota sobre o capital | BRA | 0.25 | | | 1.0 | |
| Freitas e Paes (2017) – DGE | BRA | | | | 0.1 | 0.16 |
| Besson (2007) – DGTPÉ, <i>complete pass through</i> | FRA | | 0.2 | | | ~0 |
| Gauthier (2008) – <i>uniform ESSC cut</i> | FRA | | | | 0.1 | 0.3 |
| Gauthier (2008) – <i>targeted ESSC cut</i> | FRA | | | | 0.7 | 1.5 |
| Fève <i>et al.</i> (2009) – <i>model without matching frictions</i> | FRA | 0.7** | | | 0.9** | 0.8** |
| Fève <i>et al.</i> (2009) – <i>model with matching frictions</i> | FRA | 0.1** | 0.2** | | 0.3** | 0.3** |
| Klein and Simon (2010) | FRA | -0.1 | 0.2 | | 0.1 | 0.3 |
| Bank of Portugal (2011) | POR | 0.2 | 0.4 ^b | | 0.6 | 0.6 ^a |
| Langot <i>et al.</i> (2011) | FRA | | | | 0.1 | 0.0 |
| EC (2011) – <i>low labour supply elasticity</i> ² | POR | 0.0 | 0.2 | | 0.4 | 0.4 |
| EC (2011) – <i>high labour supply elasticity</i> ² | POR | 0.1 | 0.2 | | 0.7 | 0.8 |
| Heyer <i>et al.</i> (2012) – <i>basic case</i> | FRA | 0.1 | 0.2 | | 0.3 | 0.3 |
| De Mooij and Keen (2012) – <i>specification 2 – GMM models 1</i> | Países da zona do Euro – OCDE | | | 4.0*** | | |

| | | | | | | |
|--|--|--|--|--------|--|--|
| De Mooij and Keen (2012) – <i>specification 2 – GMM models</i> ¹ | Países fora da zona do Euro – OCDE | | | 2.8*** | | |
|--|--|--|--|--------|--|--|

Fonte: :Elaboração própria a partir de Koske (2013). * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1Notas: ^a efeito depois de 5 anos para Heyer *et al.* (2007) e Klein e Simon (2010), depois de 10 anos para Gauthier (2008) e o Banco de Portugal (2011), depois de 30 anos para a EC (2011), depois de 40 anos para Fève *et al.* (2009) e depois de 100 anos para Langot *et al.* (2011). Efeito para 150 períodos para o modelo proposto – DGE. ^b impacto sobre horas trabalhadas desde efeitos sobre o emprego não está disponível. ^c PEC 046-A/1995.¹ GMM method of Arellano e Bover (1995) e Blundell and Bond (1998) (DE MOOIJ; KEEN, 2012).² EC – European Commission.

Outros países também discutiram reformas tributárias. O trabalho de Noguchi (1992), intitulado *Aging of Population, Social Security, and Tax Reform*, tratou da estrutura básica do sistema fiscal japonês. Desde a reforma de Shoup em 1949, o sistema pode ser caracterizado por dois fatores: a forte dependência de impostos diretos, especialmente sobre o imposto de renda pessoa física e jurídica em nível nacional, e a ausência de um imposto indireto de base ampla, como o imposto sobre o valor adicionado (IVA)⁸. Uma mudança significativa foi provocada pela reforma do projeto de lei que passou em dezembro de 1988. Essa lei introduziu um novo imposto indireto chamado *shohi-zei* (imposto sobre o consumo), reduzindo a carga do imposto de renda corporativo e individual. Os principais argumentos contra a imposto sobre o consumo pode ser resumido da seguinte forma: 1) a queixa mais comum contra o imposto sobre o consumo foi de que é regressivo. Assim, os críticos, especialmente os partidos de oposição, argumentaram que a reforma foi relativamente favorável para a renda média e da classe alta; 2) houve uma discussão, também dos partidos de oposição, de que um imposto sobre o consumo (ou impostos indiretos em geral)⁹, como as pessoas são relativamente inconscientes de pagar impostos, permitiria financiar o crescimento de um grande governo; 3) a queixa mais específica sobre o imposto sobre o consumo foi expressa por pequenos empresários. Eles argumentaram que os custos envolvidos no cumprimento com arrecadação de impostos, tais como o custo de fazer novas formas, revisando os representantes comerciais, e modificando o software do computador, imporia uma indevida carga sobre os negócios.

⁸ O IMPOSTO SOBRE O VALOR ADICIONADO É UM IMPOSTO QUE INCIDE SOBRE O FATURAMENTO, NÃO CUMULATIVO, OU SEJA, O IMPOSTO REPASSADO NAS AQUISIÇÕES PODE SER DEDUZIDO DO INCIDENTE NAS VENDAS.

⁹ IMPOSTOS INDIRETOS INCIDEM SOBRE BENS E SERVIÇOS, COMO, POR EXEMPLO, PARA O BRASIL, O IMPOSTO SOBRE CIRCULAÇÃO DE MERCADORIAS E SERVIÇOS (ICMS) E O IMPOSTO SOBRE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS (IPI).

O governo japonês argumentou dois pontos principais na defesa do imposto sobre o consumo. Um deles era a necessidade de reformar o sistema de impostos indiretos. Argumentou que o antigo sistema de impostos individuais estava cheio de problemas. O outro era relacionado com a questão da equidade horizontal; apontando que o problema mais grave do sistema fiscal japonês é a carga tributária dos assalariados mais pesada do que a de proprietários de pequenas empresas e os agricultores de mesma renda. Enquanto os partidos de oposição argumentaram que uma solução deve ser encontrada no âmbito do sistema do imposto de renda, o governo argumentou que a introdução de um imposto sobre o consumo, que distribui carga tributária uniformemente entre pessoas de diferentes ocupações, foi a mais realista solução para o problema. Apesar da importância dessas questões não podemos negar que eles não conseguem captar a implicação mais importante do imposto sobre o consumo, qual seja; o seu papel na economia para financiar o aumento dos gastos com seguridade social. Embora a necessidade de financiamento da sociedade para o bem-estar futuro tenha sido apontada pelo governo como uma das razões para a reforma, a discussão foi bastante insatisfatória, no sentido de que foi feita apenas em termos vagos e abstratos, e as reformas do sistema fiscal e de segurança social não foram tratadas simultaneamente. Neste artigo, nos concentramos nessa questão e consideramos as implicações de longo prazo da reforma tributária.

Cifuentes (1994) enfatizou que o colapso financeiro de muitos sistemas de previdência social, devido aos crescentes benefícios, levou a políticas fiscais que elevassem as idades para a aposentadoria, como uma solução para os crescentes déficits do sistema de pensões. Chile, Alemanha, Itália e Japão têm aumentado a idade para 65 anos e os Estados Unidos aumentou para 67 anos. Com isso, o autor simulou o aumento da idade da aposentadoria e estimou o efeito de bem-estar para cada grupo durante o período de transição e o novo estado de equilíbrio. Ele considerou que o impacto social sobre os grupos que estão perto da idade de aposentadoria pode ser substancial, atingindo níveis entre 10% e 15% de bem-estar. Os resultados apontaram para a necessidade de cuidado no aumento da idade da aposentadoria, a fim de minimizar proporcionalmente os elevados custos sobre o bem-estar pagos pela reforma de transição.



Konishi (2008)¹⁰ analisou como os impostos sobre o consumo e sobre o salário são combinados para uma política fiscal. O artigo mostrou que uma sociedade com o crescimento populacional lento provavelmente terá múltiplos equilíbrios com a segurança social, pelo único imposto sobre o salário, só imposto sobre o consumo, e ambos. Ao mesmo tempo, uma sociedade com rápido crescimento da população tem um único equilíbrio com a segurança social, financiada apenas com um imposto sobre o salário¹¹.

Kunze e Schuppert (2010) analisaram os efeitos sobre o crescimento econômico, enfatizando a reforma fiscal do aumento de impostos sobre o rendimento de capitais com redução das contribuições previdenciárias dos salários. Essa medida de compensação fiscal atuaria para aumentar a oferta de trabalho e, assim, reduzir o desemprego. Os autores utilizaram o modelo de gerações sobrepostas com crescimento endógeno, desemprego e um sistema de segurança social que inclui pensões e subsídios ao desemprego. A principal conclusão foi que a reforma não só promoveu o aumento dos níveis de emprego como, também, estimulou o crescimento econômico. A calibração do modelo foi com os dados da União Européia, e isso revelou que os países europeus podem realmente ganhar mais emprego e crescimento, se o imposto de renda de capital inicial não for muito alto.

Shimasawa e Oguro (2010) analisaram os impactos da imigração na economia japonesa, utilizando 16 países e regiões, tanto os países desenvolvidos (Japão, os EUA e a UE), quanto em desenvolvimento (China, Brasil, Filipinas e Peru). Os resultados das simulações mostraram que a imigração vai melhorar a economia japonesa. Especificamente, o fluxo de imigrantes anuais de 150 mil pessoas irá melhorar o bem-estar atual e das futuras gerações. Por outro lado, não podemos esperar uma melhoria significativa a longo prazo no bem-estar exclusivamente pela implementação de uma política de aumento do imposto sobre o consumo. Os resultados indicam que o aumento substancial no fluxo de imigrantes em idade ativa (aptos para trabalhar) iria aliviar a necessidade de uma futura reforma fiscal e também ajudar a reduzir a carga de pensões públicas sobre as gerações que estão trabalhando.

¹⁰ KONISHI (2008) AFIRMOU QUE, EM ALGUNS PAÍSES DESENVOLVIDOS – POR EXEMPLO, JAPÃO, FRANÇA, DINAMARCA E ALEMANHA – O IMPOSTO SOBRE O CONSUMO VEM CADA VEZ MAIS SE TORNANDO UMA MANEIRA POPULAR PARA FINANCIAR GASTOS COM SEGURIDADE SOCIAL, ENQUANTO OS IMPOSTOS BASEADOS NO SALÁRIO TÊM SIDO TRADICIONALMENTE USADOS.

¹¹ MILES (1999), EM SEU TRABALHO SOBRE O IMPACTO DA DEMOGRAFIA NA ECONOMIA, AFIRMOU QUE, AO LONGO DAS PRÓXIMAS DÉCADAS, NÃO HAVERÁ MUDANÇAS SIGNIFICATIVAS NA ESTRUTURA DEMOGRÁFICA DE QUASE TODOS OS PAÍSES DESENVOLVIDOS.

Por fim, a Tabela 2¹², a seguir, busca comparar a distribuição da carga tributária brasileira com a de outros países que têm diferentes bases de arrecadação, a partir de fontes de estatísticas fiscais harmonizadas internacionalmente. Os dados foram disponibilizados na base estatística do Banco Mundial (2020) e do Governo Federal, não comportando as outras esferas de governo. As informações contam com os países dos BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), além das potências econômicas mundiais, como Estados Unidos, Alemanha, Japão e Reino Unido. Outro ponto foi incluir a média da OCDE¹³, América Latina e Caribe¹⁴, zona do Euro¹⁵ e a média mundial.

¹² NOTA TÉCNICA DAS LIMITAÇÕES E EXCEÇÕES. “PARA A MAIORIA DOS PAÍSES, OS DADOS FINANCEIROS DO GOVERNO CENTRAL FORAM CONSOLIDADOS EM UMA CONTA, MAS PARA OUTROS APENAS AS CONTAS ORÇAMENTÁRIAS DO GOVERNO CENTRAL ESTÃO DISPONÍVEIS. OS PAÍSES QUE RELATAM DADOS ORÇAMENTÁRIOS SÃO ANOTADOS NOS METADADOS DO PAÍS. COMO AS CONTAS ORÇAMENTÁRIAS PODEM NÃO INCLUIR TODAS AS UNIDADES DO GOVERNO CENTRAL (COMO FUNDOS DE SEGURIDADE SOCIAL), GERALMENTE FORNECEM UM QUADRO INCOMPLETO. NOS ESTADOS FEDERAIS, AS CONTAS DO GOVERNO CENTRAL FORNECEM UMA VISÃO INCOMPLETA DO TOTAL DAS FINANÇAS PÚBLICAS. OS DADOS SOBRE RECEITAS E DESPESAS DO GOVERNO SÃO COLETADOS PELO FMI POR MEIO DE QUESTIONÁRIOS AOS PAÍSES MEMBROS E PELA ORGANIZAÇÃO PARA COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE). APESAR DOS ESFORÇOS DO FMI PARA PADRONIZAR A COLETA DE DADOS, AS ESTATÍSTICAS COSTUMAM SER INCOMPLETAS, INOPORTUNAS E NÃO COMPARÁVEIS ENTRE OS PAÍSES” (BANCO MUNDIAL, 2020).

¹³ ALEMANHA, AUSTRÁLIA, ÁUSTRIA, BÉLGICA, CANadá, CHILE, COREIA, DINAMARCA, ESLOVÊNIA, ESPANHA, ESTADOS UNIDOS, ESTÔNIA, FINLÂNDIA, FRANÇA, GRÉCIA, HUNGRIA, IRLANDA, ISLÂNDIA, ISRAEL, ITÁLIA, JAPÃO, LETÔNIA, LUXEMBURGO, MÉXICO, NORUEGA, NOVA ZELÂNDIA, PAÍSES BAIXOS, PERU, POLÔNIA, PORTUGAL E REINO UNIDO.

¹⁴ ANTÍGUA E BARBUDA, ARGENTINA, BAHAMAS, BARBADOS, BELIZE, BOLÍVIA, BRASIL, CHILE, COLÔMBIA, COSTA RICA, DOMINICA, EL SALVADOR, EQUADOR, GRANADA, GUATEMALA, GUIANA, HAITI, HONDURAS, JAMAICA, MÉXICO, NICARÁGUA, PANAMÁ, PARAGUAI, PERU, REPÚBLICA DOMINICANA, SANTA LÚCIA, SÃO CRISTÓVÃO E NÉVIS, SÃO VICENTE E GRANADINAS, SURINAME, TRINIDAD E TOBAGO, URUGUAI E VENEZUELA.

¹⁵ ÁUSTRIA, BÉLGICA, CHIPRE, ESTÔNIA, FINLÂNDIA, FRANÇA, ALEMANHA, GRÉCIA, IRLANDA, ITÁLIA, LETÔNIA, LITUÂNIA, LUXEMBURGO, MALTA, PAÍSES BAIXOS, PORTUGAL, ESLOVÁQUIA, ESLOVÊNIA E ESPANHA.

Tabela 2 – Comparação entre países de diferentes bases de arrecadação tributária (2018)

| País | Consumo ¹ | Trabalho ² | Previdência social ³ | Capital ⁴ |
|--------------------|----------------------|-----------------------|---------------------------------|----------------------|
| Brasil | 20,9 | 39,4 | 32,3 | 24,5 |
| Chile | 46,9 | 5,1 | 6,6 | 36,7 |
| México | 29,1 | 26,9 | 11,5 | 37,7 |
| Uruguai | 28,2 | 15,6 | 31,5 | 22,0 |
| Índia ⁱ | 31,5 | 20,5 | 0,2 | 44,2 |
| Rússia | 21,7 | 36,4 | 21,9 | 2,3 |
| África do Sul | 34,9 | 4,0 | 1,9 | 47,8 |
| Estados Unidos | 3,0 | 9,8 | 37,9 | 50,8 |
| China ⁱ | 32,9 | 48,1 | 29,4 | 19,1 |
| Japão | 35,3 | 18,6 | 0,7 | 49,3 |
| Alemanha | 21,3 | 21,5 | 55,5 | 18,0 |
| Reino Unido | 33,5 | 10,8 | 21,5 | 33,3 |
| OCDE | 33,1 | 23,3 | 30,3 | 27,5 |
| A.L. e Caribe | 38,3 | 14,5 | 13,8 | 26,7 |
| Zona do Euro | 33,1 | 27,9 | 33,1 | 22,9 |
| Mundo ⁱ | 33,1 | 16,1 | 21,1 | 23,3 |

Fonte: Banco Mundial (2020).

Nota: 1 – impostos sobre bens e serviços (% da receita); 2 – impostos e contribuições trabalhistas (% dos lucros comerciais); 3 – contribuições sociais (% da receita); e 4 – impostos sobre receita, lucros e mais-valias (% da receita). i – dados de 2017.

Em resumo, percebe-se que no Brasil tributa-se mais as bases do trabalho e previdência social do que a média mundial, OCDE e a América Latina e Caribe. Já a base tributária sobre o consumo é a segunda menor entre todos os países da lista, perdendo apenas para os Estados Unidos. Essa informação é crucial para verificar possíveis medidas de política fiscal.

Há uma discussão importante que permeia a literatura, principalmente a internacional, que diz respeito à relação entre salário e emprego. O debate está em torno de um piso salarial e seus impactos sobre o emprego. Há muitas discordâncias entre os pesquisadores que ainda geram indagações. Porém, recentemente, devido aos métodos de análise mais robustos, lançam-se novas perspectivas sobre esse tema. Nemark e Wascher (2008), Card e Krueger (1994), Allegretto *et al.* (2011) e Nemark *et al.* (2013) utilizam o método de diferenças em diferenças para avaliar efeitos de salários-mínimos sobre o emprego.

Como a legislação americana permite conviver com políticas diferentes em cada estado, os autores testam se há mudanças no nível de emprego antes e depois da política em um estado específico, comparativamente com um estado denominado *contrafactual*, que não sofreu a política salarial.

No entanto, há base na teoria econômica para acreditar que o salário-mínimo pode não reduzir o nível de emprego de forma discreta. Embora a análise básica dos efeitos do salário-mínimo defenda ajustes rápidos para um novo nível de emprego (STIGLER, 1946), as transições para um novo equilíbrio de emprego podem não ser suaves (HAMERMESH, 1989) ou talvez relativamente lentas (DIAMOND, 1981; ACEMOGLU, 2001). Nesse caso, os efeitos da política podem ser mais evidentes na criação líquida de empregos de longo prazo. Para os trabalhos de Van den Berg e Ridder (1998), Acemoglu (2001), Flinn (2006, 2011), o salário-mínimo tem efeitos opostos na criação de empregos, ou seja, reduz o emprego.

O convencional é que, embora essa política salarial reduza a demanda de trabalho ao aumentar o custo marginal de empregar um novo trabalhador, um salário-mínimo mais alto aumenta a diferença entre os retornos esperados do emprego em relação ao desemprego, induzindo um esforço adicional de busca dos trabalhadores desempregados.

Sorkin (2013) constrói um modelo que formaliza esse ajuste potencialmente lento da demanda de trabalho, com foco nas dificuldades das empresas em ajustar suas relações capital-trabalho, e o aplica aos aumentos do salário-mínimo. O argumento do autor é que a capacidade de ajustar a demanda de trabalho é limitada no curto prazo e que isso é uma das explicações para os pequenos efeitos sobre o emprego encontrados na literatura do salário-mínimo. Assim, o enfoque que se inicia seria que, para Sorkin (2013), o verdadeiro efeito da política de salários é mudar a tendência de crescimento do emprego, em vez do nível de emprego.

Nessa mesma linha, que atualmente vigora, Mees e West (2016) avaliam o efeito da política salarial sobre o emprego. Foram conduzidas simulações mostrando que as especificações comumente usadas nessa literatura, especialmente aquelas que incluem tendências temporais de estado específico e métodos de diferença em diferença, não irão capturar com precisão esses efeitos. Usando três painéis estaduais separados de dados sobre o emprego, a pesquisa apontou que o salário-mínimo reduz o crescimento do emprego por vários anos (DID clássico: -13,91 p.p.; DID com efeito nível-tendência -2,70 p.p.; painel dinâmico: -0,75 p.p.).

Como o escopo desta pesquisa foi o emprego, mensurado através das horas trabalhadas e quantidade de vínculos empregatícios, os salários entraram na pesquisa como controles, através da variável salário-mínimo.

2.2 Pressupostos teóricos da desoneração da folha

Os estudos pioneiros de Summers (1989) e OECD Jobs Study (ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO, 1994a, 1994b) enfatizam que o centro da constatação empírica e teórica sobre a tributação da folha e a teoria econômica tradicional estava em duas frentes: 1) se a incidência tributária é mais elevada para os trabalhadores, a desoneração da folha resultaria em aumento de salários nominais; 2) ou se a incidência é maior sobre os empregadores, a desoneração elevaria o número de contratações.

Contudo, as discussões teóricas sobre a reforma tributária no Brasil foram precedidas por um longo e não consensual debate entre especialistas sobre os efeitos dos encargos sociais impostos ao trabalho. Os debates não se limitavam apenas à questão da carga tributária como sendo medida pela diferença entre custos trabalhistas para o empregador e o salário líquido recebido pelo empregado, ou seja, a relação entre o montante dos impostos pagos pelos empregadores e empregados em proporção aos salários. Incluía, principalmente, o tamanho e os efeitos da regulamentação trabalhista relacionados a outros componentes dos custos do fator trabalho (SCHERER, 2015).

O debate teórico, na literatura internacional, sobre os efeitos dos encargos trabalhistas sobre o mercado de trabalho, em particular, iniciou-se com Hart (1984). As discussões giravam em torno dos custos trabalhistas, incluindo todos os custos de mão de obra, como também as contribuições aos programas de seguridade social, porém excluindo a remuneração direta. Esse assunto era de alta relevância, pois a forma de mensuração desses custos enfatizava a utilização da tributação como forma de financiar a expansão de programas de segurança social (BRITAIN, 1971; HART, 1984; GRUBER, 1997). Atualmente, desde os anos 1990, a literatura teórica avança em questões de mudanças na legislação trabalhista e previdenciária com o intuito de reduzir custos de mão de obra e com isso melhorar a competitividade das empresas (TOKMAN; MARTÍNEZ, 1999).

Na literatura nacional, os estudos sobre esse tema começaram na década de 1960, mas se intensificaram na década de 1990, com a promulgação da Constituição de 1988, que trouxe mais elementos para essa discussão teórica, introduzindo novos direitos trabalhistas e sociais, nível de proteção dos trabalhadores e fortalecimento do sistema de seguridade social. Barros e Corseuil (2004) e Pochmann e Santos (1998) enfatizam que esses direitos se referiam basicamente ao tempo de trabalho, pagamento de horas extras, licença maternidade, férias remuneradas, custo de demissões e aviso prévio para demissão, e alguns deles representavam custos adicionais à conta da folha de pagamento. Outro ponto importante constante na Carta Magna foi que o sistema de seguridade social se tornou universal, abrangendo a assistência social, serviços de saúde e previdência social.

Porém, no início dos anos 1990, as fontes de financiamento para a seguridade social foram corroídas devido ao alto desemprego, aumento da informalidade no mercado de trabalho e baixo crescimento econômico (ANSILIERO *et al.* 2008). Nesse contexto, alguns autores começaram a discutir a necessidade de mudar o financiamento da previdência social em face de um problema que parecia ser estrutural. Essas preocupações também foram levadas para a discussão em nível internacional, oriundas de recomendações de organizações internacionais à adoção de mão de obra mais flexível, regulamentação e mudanças nos custos trabalhistas não advindos apenas dos salários (MCBRIDE; WILLIAMS, 2001; ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO, 1994a, 1994b).

Portanto, para Scherer (2015), três aspectos estão no centro dos debates: i) o tamanho das obrigações tributárias trabalhistas; ii) a importância dos custos da mão de obra para desempenho econômico das empresas brasileiras; e iii) as relações entre encargos sociais e informalidade.

Para o primeiro aspecto, Pochmann e Santos (1998) e Jatobá (1994) enfatizam que a origem do conceito dos encargos trabalhistas e sociais diz respeito a qualquer custo adicional cobrado sobre o salário pago ao empregado. Assim, no campo teórico sobre tributação da folha de salários, existe uma ausência de consenso sobre o peso dos encargos sociais sobre a folha de pagamentos, bem como sobre o impacto econômico gerado por eles. Por exemplo, de um lado, temos autores que defendem que os encargos sociais brasileiros oneram mais de 100% a folha de salários (PASTORE, 1994, 1997; SOUZA *et al.*, 2012), de outro lado, os encargos sociais no Brasil são apenas um quarto da remuneração total do trabalhador (DIEESE, 2011; SANTOS, 1995; POCHMANN; SANTOS, 1998).

A primeira corrente teórica, iniciada pelos autores Amadeo (1992), Pastore (1994) e Chahad e Fernandes (2002), enfatiza a noção restrita de salário, na qual o trabalhador só é remunerado pelo tempo efetivamente trabalhado, não computando nos salários as férias remuneradas, o décimo terceiro e eventuais avisos prévios nem rescisões contratuais. Dessa forma, o montante de encargos, incluindo também o salário educação entre outros, são proporcionalmente maiores do que as folha de salários. Assim, os autores enfatizam que a redução desses encargos geraria impacto positivo sobre a formalização da mão de obra e, como consequência, geraria aumento da competitividade da indústria.

Para a outra corrente teórica, iniciada pelos trabalhos de Santos (1995), Pochmann e Santos (1998) e Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese) (2011), o salário é considerado como a remuneração total recebida integral e diretamente pelo trabalhador, incluindo o décimo terceiro salário, férias remuneradas, 1/3 de férias, FTGS, entre outros. Assim, os encargos sociais recolhidos pelo governo correspondem à diferença entre o montante que a empresa paga e a remuneração do trabalhador. Dessa forma, os fatores inibidores do crescimento do emprego estariam mais relacionados à conjuntura macroeconômica, como os baixos investimentos produtivos, taxas de juros, arrocho fiscal, ausência de um ambiente de negócios, do que aos encargos sociais. Para essa corrente teórica, medidas que incentivassem a criação de um ambiente de investimento produtivo seriam mais eficazes do que políticas de redução de impostos.

O segundo aspecto diz respeito aos custos não advindos dos salários e sua relação com a competitividade. Pastore (1997) argumenta que os encargos sociais são um peso para o emprego formal e que as instituições trabalhistas são rígidas. Ou seja, para o autor, os salários no Brasil são baixos, mas os custos da mão de obra são altos, enfatizando a parcela dos custos não salariais nos custos da folha salarial. Assim, uma política pública efetiva seria permitir que empregados e empregadores pudessem barganhar diretamente sobre alguns encargos sociais, permitindo rápida adequação aos choques econômicos e com isso aumentando a competitividade. Por outro lado, Santos (1995), Dieese (1997), Pochmann e Santos (1998) compartilham a visão de que os custos da mão de obra não causam a baixa competitividade das empresas brasileiras. Esses autores também enfatizam que os encargos sociais no Brasil custavam, na década de 1990, em torno de R\$ 0,62 por hora, enquanto que na Alemanha era de US\$ 5,00 e nos EUA US\$ 3,00 (POCHMANN; SANTOS, 1998). Eles concluem que os encargos sociais não são excessivamente altos no Brasil, não resultam em altos custos e não prejudicam a competitividade industrial.

Além disso, essa corrente teórica pontua como uma ameaça ao trabalho e aos direitos sociais as propostas que pretendem reduzir os custos trabalhistas através da mudança de encargos sociais.

Por fim, o terceiro aspecto é a questão da tributação sobre a folha de salários e a informalidade do mercado de trabalho. O foco principal é saber se o montante da carga trabalhista e fiscal é tão alto que induz os empregados e trabalhadores a se envolverem em arranjos informais. Diversos autores têm posições diferentes sobre esse assunto. Por exemplo, nos trabalhos de Carneiro (1997) e Neri (2000), constatou-se que os contratos de trabalho formal e informal não são distantes do salário-mínimo em termos de remuneração, limite de horário de trabalho, datas de recebimento de salário, entre outros. Em relação à seguridade social, apenas 7,7% dos informais contribuem para o sistema, enquanto, no setor formal, a contribuição é obrigatória para todos. Então essa corrente teórica afirma que a informalidade é principalmente um fenômeno fiscal, pois os impostos sobre a folha de pagamentos cobrados sobre os salários e os programas sociais financiam a evasão fiscal e o mercado informal de trabalho.

Alguns autores contestam a ideia de que a informalidade é o resultado da tributação sobre a folha de salários (ANSILIERO *et al.*, 2008). Argumentam que, se isso se confirmasse, os salários dos trabalhadores informais seriam maiores do que os formais, considerando condições similares entre os trabalhadores. No entanto, os salários são melhores para os funcionários registrados. Com base nessas evidências, eles argumentam que segmentos formais e informais da mão de obra são altamente segmentados e uma simples redução no nível das alíquotas pode não afetar o nível de informalidade.

Em resumo, o debate sobre se os trabalhadores mudam de emprego de formais para informais devido a mudanças na carga tributária sobre a folha de salário não é consenso. Enquanto alguns autores dizem que essa mudança é suave, outros argumentam dizendo que outros fatores determinam a informalidade.

Um marco importante que ampliou as discussões sobre a desoneração da folha de salários no Brasil foi a crise de 2008, conhecida como a crise do *subprime* americano, em que a especulação imobiliária nos Estados Unidos se alastrou pelo país e as hipotecas acabaram não tendo a liquidez esperada. Krugman (2009) ressalta diversos fatores que culminaram na crise internacional de 2008, porém, os resultados para o setor produtivo foram o aumento do desemprego e a crise econômica que se espalhou para diversos países.

Então, muitos países da zona monetária europeia começaram a estudar a possibilidade de promover a desvalorização fiscal (*fiscal devaluation*) como forma de aumentar a competitividade das empresas nacionais e estimular o mercado de trabalho, impulsionando o crescimento econômico. A questão central seria os custos trabalhistas mais baixos, uma vez que a ideia central é a redução da alíquota incidente sobre a folha de salários (alíquota previdenciária), que tende a aumentar a demanda de trabalho e reduzir o desemprego (FREITAS; PAES, 2017).

Com isso, uma série de pesquisas de várias instituições internacionais e muitos bancos centrais elaboraram modelos para seus países, no intuito de simular essa política tributária. Por exemplo, o QUEST III para a UE (RATTO *et al.*, 2009), o BEQM para o Reino Unido (HARRISON *et al.*, 2005), o modelo SIGMA para os EUA (ERCEG *et al.*, 2006), o TOTEM para o Canadá (MURCHISON *et al.*, 2004), AINO para a Finlândia (KILPONEN *et al.*, 2004), modelos idealizados por Smets e Wouters (2003) para a zona do Euro. Dois modelos na linha do REMS para a economia espanhola, denominados BEMOD e MEDEA, respectivamente desenvolvidos por Andrés *et al.* (2006) e Burriel *et al.* (2010) (BOSCA, DOMÉNECH; FERRI, 2013).

Para Silva *et al.* (2015), a lógica por trás dessa política tributária de desoneração fiscal é simples, a saber; a redução nas alíquotas das contribuições sociais sobre os salários reduz o custo unitário do fator trabalho, ao menos no curto prazo. Com essa redução nos custos do trabalho, esse efeito é transmitido aos preços dos bens do mercado interno e para a exportação. Por outro lado, o aumento da tributação sobre consumo (aumento do IVA)¹ somente alcança os bens consumidos domesticamente, incluindo as importações, porém não alcança as exportações. Em consequência, o preço para o consumidor de produtos importados aumenta, enquanto o de produtos exportados diminui, ao mesmo tempo em que o preço para o consumidor dos produtos produzidos e consumidos domesticamente fica estabilizado, pois há um contrabalanço entre a redução das contribuições sociais e o aumento do IVA. Portanto, essa política resulta no aumento da competitividade industrial no mercado global e em uma maior formalização da mão de obra, aumentando o emprego nacional.

¹ O IMPOSTO SOBRE O VALOR ACRESCENTADO (IVA) É UM IMPOSTO NÃO CUMULATIVO QUE INCIDE SOBRE A DESPESA OU CONSUMO E TRIBUTA O "VALOR ACRESCENTADO" DAS TRANSAÇÕES EFETUADAS PELO CONTRIBUINTE. TRATA-SE DE UM IMPOSTO PLURIFÁSICO, PORQUE É LIQUIDADADO EM TODAS AS FASES DO CIRCUITO ECONÔMICO.

Por outro lado, para que essa política de desvalorização fiscal produza efeitos sobre a competitividade e o emprego, um estudo feito por Koske (2013) e publicado pelo departamento econômico da OCDE (2013) levantou duas condições que devem estar presentes na proposta: i) rigidez cambial: como os países da zona do Euro adotam uma taxa de câmbio flexível, o aumento da demanda por exportações e redução da demanda de importados poderia apreciar o câmbio, o que anularia o impacto da medida sobre a competitividade; e ii) rigidez salarial (altos salários) e desemprego alto, para que ocorra um aumento na demanda por trabalho sem um correspondente efeito inflacionário sobre os salários. Com o aumento do IVA, os salários reais caem e isso faz com que trabalhadores reclamem por aumentos salariais. Sem salários nominais rígidos, o reajustamento salarial acabaria por eliminar o impacto no emprego.

Para Langot (2011), os resultados favoráveis para a economia no longo prazo dessa reforma tributária somente são alcançados se os agentes aceitarem arcar com algumas perdas no curto prazo, como o bem-estar, salários e benefícios sociais. Johansson (2008) colabora com essa ideia em sua pesquisa ao mencionar os efeitos de longo prazo desse tipo de política. O autor alerta que os efeitos econômicos podem ser confundidos com os resultados durante a fase de transição e adaptação dos agentes à nova política tributária.

De acordo com Silva *et. al.* (2015) e Silva (2016), a conjuntura econômica brasileira era diversa daquela enfrentada pelos países europeus em 2008, de tal forma que não se podia esperar que fossem alcançados os mesmos efeitos dessa política para o Brasil. O país encontrava-se com resultados econômicos favoráveis, com contenção de oferta de trabalho e demanda aquecida – valores de 2008: PIB de 5,09 % a.a., taxa de desemprego em 7,8% a.a., inflação (INPC) de 6,48% a.a. (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2020). Os pressupostos apontados pelo estudo da OCDE (KOSKE, 2013) para a efetividade da desvalorização fiscal não estavam presentes no Brasil: i) não havia alto desemprego; e ii) os salários eram crescentes.

Por um lado, a desvalorização fiscal implementada na Europa foi neutra do ponto de vista das contas públicas, visto que a perda de arrecadação com a redução da contribuição social e com a desoneração das exportações (incidência do IVA no destino) foi compensada por um aumento do IVA de magnitude suficiente a garantir a neutralidade tributária. Já, por outro lado, isso não ocorreu no Brasil,

pois a nova contribuição – Contribuição Previdenciária sobre a Receita Bruta (CPRB) – foi estabelecida em nível bem inferior ao necessário para compensar a renúncia tributária decorrente da desoneração da folha de salários.

Portanto, o modelo tributário que serviu de espelho para a construção da desoneração da folha de pagamentos foi o adotado na União Europeia, pós-crise de 2008, denominado desvalorização fiscal. Esse tipo de política de compensação fiscal não é algo novo em políticas tributárias, porém, ganhou destaque por ser aplicada em diversos países para evitar efeitos mais severos da crise que o mundo estava enfrentando. Claro que no Brasil já havia indagações sobre reforma tributária bem antes dessa época, principalmente após a Constituição de 1988. E, segundo Silva *et. al.* (2015), no modelo brasileiro de desoneração da folha de salários, a tributação sobre a folha (especificamente a redução da contribuição patronal) foi compensada com uma tributação sobre as receitas de vendas, com incidência cumulativa, e não com um imposto sobre o valor agregado (IVA), como adotado na Europa. Assim, as empresas nacionais passaram a ser oneradas com um imposto “em cascata”, o que não garante a desoneração completa das exportações, pois incide tributação cumulativa ao longo da cadeia exportadora.

2.3 Descrição do modelo de desoneração da folha adotado no Brasil

O Plano Brasil Maior consiste em uma política industrial, tecnológica e de comércio exterior com objetivos claros: i) sustentar o crescimento econômico inclusivo; e ii) proporcionar que o país saia da crise internacional (2008/2009) mais fortalecido do que na pré-crise. Para atingir esses objetivos, houve a adoção de medidas importantes, como a desoneração dos investimentos e das exportações com o intuito de enfrentar a apreciação cambial e aumentar o acesso ao crédito; o aperfeiçoamento do marco regulatório da inovação; o fortalecimento da defesa comercial; e a ampliação de incentivos fiscais, aumentando a competitividade das cadeias produtivas e gerando mais empregos. Assim, o Plano Brasil Maior, lançado em agosto de 2011 pelo Governo Federal, introduziu uma nova modalidade de desoneração da folha de pagamentos, direcionada a estimular segmentos econômicos bem específicos (BRASIL, 2011).

Segundo o Ministério da Fazenda (RECEITA FEDERAL, 2014), os principais objetivos que o Governo Federal buscou ao introduzir a desoneração da folha de salários são²: i) ampliar a competitividade da indústria nacional, por meio da redução dos custos do trabalho, estimular as exportações, isenção da contribuição previdenciária patronal; ii) estimular a formalização do mercado de trabalho; e iii) reduzir assimetrias na tributação entre o produto nacional e o importado, impondo sobre esse último um adicional sobre a alíquota de Cofins-importação igual à alíquota sobre a receita bruta que a produção nacional pagará para a Previdência Social.

A desoneração da folha de salários é um instrumento tributário comumente utilizado para proporcionar equilíbrios fiscais, impulsionar o crescimento econômico e muitas vezes aumentar a competitividade da indústria nacional. Porém, para o Brasil, a folha de pagamentos é uma das principais bases de financiamento da previdência social. Sendo assim, é um mecanismo minucioso de se alterar, uma vez que poderá causar grandes prejuízos para as gerações futuras (FREITAS; PAES, 2018; RIBEIRO, 2011).

Apesar de alguns marcos de iniciativa de desoneração da folha de pagamentos, como foi o caso da Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 233/08, somente em 2 de agosto de 2011, por intermédio da Medida Provisória (MP) nº 540, convertida na Lei nº 12.546, de 14 de dezembro de 2011, essa iniciativa teve maiores repercussões, uma vez que beneficiou diretamente alguns setores, entre eles: tecnologia de informação e comunicação, indústrias de móveis, entre outros. Essa medida consiste na substituição da base de incidência da contribuição previdenciária patronal sobre a folha de pagamentos (alíquota de 20%), prevista nos incisos I e III do art. 22 da Lei nº 8.212/1991, por uma incidência sobre a receita bruta (SILVA, 2013).

Porém, em 2012, a Medida Provisória nº 563 acrescentou um ponto percentual na alíquota COFINS-importação para os produtos desonerados na MP nº 540/2011. Já a MP nº 582, de 20 de setembro de 2012, ampliou a desoneração para os setores de transportes, serviços, alimentos, higiene pessoal, saúde, automotivo, papéis, metalurgia e eletrodomésticos.

² A MEDIDA TEM CARÁTER OBRIGATÓRIO E ABRANGE OS SEGUINTEIS CONTRIBUINTEIS: (I) QUE AU-FERIRAM RECEITA BRUTA DECORRENTE DO EXERCÍCIO DE DETERMINADAS ATIVIDADES ELENCADAS NA LEI Nº 12.546/2011; (II) QUE AU-FERIRAM RECEITA BRUTA DECORRENTE DA FABRICAÇÃO DE DETERMINADOS PRODUTOS LISTADOS POR NCM NA LEI Nº12.546/2011; E (III) QUE ESTÃO ENQUADRADOS EM DETERMINADOS CÓDIGOS CNAE PREVISTOS NA LEI Nº 12.546/2011 (RECEITA FEDERAL, 2014).

Ao desonerar a folha de pagamentos eliminando a alíquota sobre a contribuição patronal, há uma renúncia sobre a arrecadação tributária do montante pago pelas empresas. O montante dessa renúncia fiscal em 2012, 2013 e 2014 (até o mês de maio) foi R\$3.615,69, R\$12.284,29 e R\$7.855,57 milhões, respectivamente (RECEITA FEDERAL, 2014).

Essa mudança na base de incidência da folha de pagamentos para a receita bruta é, de certa forma, uma tentativa de compensação fiscal, que pode ser denominada como desvalorização fiscal. Esse não é um instrumento de políticas tributárias recente, muitos países já realizaram cortes de tributos advindos da seguridade social e compensaram essa queda sobre outros impostos, sempre no intuito de não causar grandes prejuízos nas receitas do governo. A forma clássica de desvalorização fiscal combina uma redução da alíquota sobre a seguridade social com um aumento da alíquota do imposto do tipo IVA, de forma que preserve as receitas do governo (MOOIJ; KEEN, 2012).

Portanto, na Tabela 3, a seguir, de forma resumida, é apresentada a lista de leis e atos normativos sobre a desoneração da folha de salários. O intuito é entender a evolução dessa medida de política tributária, considerando os aspectos principais.

Tabela 3 – Histórico de atos e leis da desoneração da folha de salários

| Ato | Lei | Setores desonerados |
|-----------------|-----------------------|--|
| MP nº 540 | 12.546/2011 | Serviços (<i>call centers</i> e empresas de tecnologia da informação e comunicação – TI e TIC) e Indústria (confeções e artefatos de couro) |
| MP nº 563 | 12.715/2012 | Serviços (<i>design houses</i> e hotéis) e Indústria (móveis, plásticos, têxtil, material elétrico, entre outros) |
| PL nº 18 | 12.715/2012 | Indústria (brinquedos, medicamentos e fármacos, pedras e rochas ornamentais, entre outros) e Transportes (aéreo, marítimo e rodoviário coletivo) |
| MP nº 582 | 12.794/2013 | Indústria (pescado, vidros, construção metálica, equipamento ferroviário, papel e celulose, entre outros) |
| MP nº 610 | 12.844/2013 | Serviços (suporte técnico de informática), Construção (construção civil), Comércio (comércio varejista), Indústria (borracha, cobre e suas obras, manutenção e reparações de embarcações, entre outros) e, a partir de 2014, Transportes (rodoviário de carga, metro ferroviário de passageiros, entre outros) |
| MP nº 651 | 13.043/2014 | Torna permanente a contribuição previdenciária incidente sobre a receita bruta, inicialmente prevista para ter fim no dia 31/12/2014 |
| PL nº 863 | 13.161/2015 | Eliminação de distorções; aplicação da desoneração facultativa; novas alíquotas aumento da CPRP de 1% para 2,5% e de 2% para 4,5% nos respectivos setores enquadrados em cada alíquota conforme a legislação anterior |
| MP nº 774/2017 | Não convertida em lei | Oneração da folha; altera a Lei nº 12.546, de 14 de dezembro de 2011, para revogar para todas as empresas dos setores comercial e industrial e para algumas empresas do setor de serviços a Contribuição Previdenciária Incidente sobre a Receita Bruta (CPRB), com efeitos a partir de 1º de julho de 2017. A medida provisória também revoga, por perda de finalidade, a alíquota adicional de 1% da Cofins-Importação, prevista no § 21 do art. 8º da Lei 10.865, de 30 de abril de 2004, na redação dada pelo art. 12 da Lei nº 12.844, de 19 de julho de 2013 |
| PL nº 8456/2017 | 13.670/2018 | Modifica os valores da alíquota sobre a CPRB e traz correções nos setores desonerados. Teleatendimento (3%), Setor de Transportes e Serviços Relacionados (2%), Transporte rodoviário de cargas (1,5%), Construção Civil (4,5%), Empresas jornalísticas e de radiodifusão sonora (1,5%), Setor Industrial (entre 1% a 2,5%). Fim da desoneração da folha de pagamentos em 31 de dezembro de 2020 |

Fonte: elaboração própria.

2.4 Literatura nacional

Antes da discussão da implementação da desoneração da folha, vinda da Medida Provisória nº 540, convertida na Lei nº 12.546, de 2011, a literatura nacional já abordava essa questão, com diversas metodologias, como, por exemplo, Fernandes e Menezes-Filho (2002), Fernandes *et. al.* (2004), com abordagem econométrica; e Ulysea e Reis (2006), que simularam alterações tributárias advindas dos encargos trabalhistas sobre o emprego, formalidade, salários, desigualdade e arrecadação.

Os trabalhos de Neri (2000, 2001, 2003, 2006) também retratam a questão da informalidade e a previdência social. Demonstrações empíricas, principalmente usando regressão logística, enfatizam que a informalidade irá permanecer alta enquanto as leis trabalhistas forem ambíguas e a relação entre benefícios e contribuições previdenciárias continuar desequilibrada.

Fernandes e Menezes-Filho (2002) realizaram duas simulações: 1) redução dos encargos sobre a folha; e 2) redução linear da carga tributária. Na primeira simulação, foram encontrados apenas efeitos positivos sobre o salário e na segunda efeitos maiores sobre emprego e salários, sem mudanças na arrecadação e desigualdade de renda. Fernandes *et. al.* (2004) também realizaram duas simulações: 1) desoneração de encargos sobre a folha por IVA; e 2) desoneração dos menores salários com aumentos nas alíquotas dos maiores salários. No primeiro exercício, foi encontrado pouco efeito sobre o emprego e salário, desigualdade e arrecadação sem mudanças. Na segunda simulação, houve resultados positivos para o emprego, salários e arrecadação, com aumento da desigualdade de renda.

Ulysea e Reis (2006) analisaram o impacto de uma reforma sobre os encargos trabalhistas e seus efeitos na informalidade e renda. Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) entre 1992 e 2003, chegaram à conclusão de que a desoneração do fator trabalho aumenta o emprego, reduz a informalidade, aumenta a desigualdade de renda e tem efeitos negativos sobre a arrecadação.

Ansiliero *et. al.* (2008) apresentam vários estudos sobre reformas tributárias ligadas à desoneração da folha sobre diversos aspectos: formalidade no mercado de trabalho, rendimentos, desigualdade de renda e arrecadação tributária. A importância desse trabalho foi o pioneirismo em discutir a redução da contribuição patronal sobre a folha de pagamentos brasileira. Ainda mais, buscar várias visões teóricas e empíricas sobre esse tema, principalmente expor seus efeitos macroeconômicos.

Partindo desse tema, Bordonaro (2003 *apud* ANSILIERO *et. al.*, 2008) afirmou que, considerando o banco de dados em painel entre 1980 e 2000 para os países latino-americanos, para cada 1% no aumento da alíquota previdenciária há um aumento de 0,3% na informalidade. De encontro, uma redução de 5 pontos percentuais na alíquota patronal teria um impacto de -7,5% no emprego informal. Outros estudos citados por Ansiliero *et. al.* (2008) tiveram resultados semelhantes para os países europeus, como Nickell (1997 *apud* ANSILIERO *et. al.*, 2008). E, para a economia chilena, a redução da alíquota previdenciária teve impacto apenas sobre os salários dos empregados e nenhum efeito sobre a formalização do emprego (GRUBER, 1997 *apud* ANSILIERO *et. al.*, 2008). Outros estudos também foram relatados por Ansiliero *et. al.* (2008), com a conclusão principal de que a variação negativa dos encargos trabalhistas tem impactos positivos no primeiro momento sobre os salários dos ocupados e, em segundo momento, sobre o emprego formal.

Ansiliero *et. al.* (2009) enfatizam que existia um consenso, entre a sociedade e os formuladores de políticas públicas, de que a desoneração da folha promoveria a formalização do emprego e a diversificação da base de financiamento da previdência social. Como praticamente não existiam evidências empíricas dos efeitos dessa política, acabavam no campo teórico e no apelo popular. Por fim, os autores relatam que, a partir de um exame detalhado e atento das evidências disponíveis, a desoneração da folha não apresenta capacidade de resolver o problema da formalização da mão de obra a ponto de diversificar a base de arrecadação da previdência social. Assim, a desoneração com compensação (por exemplo, retirando a parcela da contribuição patronal e substituindo pela contribuição sobre a receita bruta) aumentaria a regressividade do sistema tributário e pioraria a distribuição de renda. Além disso, Ansiliero *et. al.* (2009) destacam que essa política fará com que a classe de baixa renda tenha maiores participações no financiamento do sistema previdenciário, e os efeitos para o emprego formal seriam praticamente nulos.

Júnior (2011) ressalta uma crítica de que os defensores da desoneração não formularam modelos que avalizem os argumentos levantados pela proposta e tampouco estimativas quanto ao emprego formal criado com essa política. Outro aspecto levantado é a ausência de indicações de como a melhoria total na arrecadação seria canalizada para suprir a renúncia de receita fiscal. Assim, o argumento do autor é que a formalização da mão de obra já vinha acontecendo desde 2000, impulsionada pelos seguintes fatores: 1) aumento e descentralização do gasto público; 2) expansão do crédito; 3) regime tributário simplificado; e 4) melhoria na fiscalização da mão de obra. A conclusão da pesquisa é que a desoneração da folha de salários exerceria pouca ou quase nenhuma influência sobre a dinâmica do mercado de trabalho e a competitividade dos produtos brasileiros.

Do Carmo (2012), em sua pesquisa, estimou o impacto da desoneração da folha salarial sobre a formalização do mercado de trabalho, bem como sobre o nível de realocação entre setores de atividade econômica. Com dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), utilizou o método econométrico de diferença em diferenças (DD) antes e depois da lei. Os resultados apontaram que não houve impactos nas variáveis analisadas.

Estudo feito pela Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2013) analisou a desoneração da folha de pagamentos e seus efeitos sobre o saldo líquido de emprego dos setores de confecções, couro e calçados, tecnologia de informação e comunicação. Utilizando o método de diferenças em diferenças com controle sintético, foram encontrados resultados positivos para o emprego: 2,1% no setor de calçados e 2,2% no setor de confecções, com efeito especialmente sobre redução nas demissões: entre 1,7% e 9,2%, dependendo do nível de ensino (efeito maior para pessoal de nível superior).

Também com dados da Rais e mesmo período, Scherer (2015) investiga os efeitos da desoneração da folha sobre o emprego e salários em quatro setores de manufatura e serviços. As estimativas sugerem que, em média, a política levou a um aumento de 15% no emprego e os salários aumentaram 2%. Esses resultados indicam que, em seu primeiro ano de implementação, a política teve efeitos positivos no emprego, porém há uma ressalva na pesquisa, pois, ao inserir um teste de robustez, foi identificada a existência de tendência prévia, indicando um viés na estimação, subestimando os resultados.

Baumgartner (2017) também pesquisou o assunto. Ao considerar um painel de setores econômicos com dados da Rais, entre 2009 e 2014, com o método de diferenças em diferenças, constatou que não houve efeito da política de subsídio para os salários e para o nível de emprego dos setores desonerados em função dos produtos (NCM); já para os desonerados por atividade (CNAE), houve um efeito positivo de 7,5% sobre o nível de emprego das empresas (não optantes pelos Simples Nacional), parcialmente compensado pela redução do emprego nas optantes pelo Simples.

Garcia, Sachside e Carvalho (2018) avaliaram de forma quantitativa o impacto da política de desoneração da folha de pagamentos sobre o volume de emprego. Com os dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) entre 2009-2015 e utilizando o método de triplas diferenças, apontaram para resultados de ausência de efeitos dessa política pública sobre o emprego formal.

Porsse e Carvalho (2019) também avaliaram os efeitos da desoneração da folha sobre as variáveis econômicas. Porém, considerando os efeitos da reoneração da folha (Lei nº 13.161/2015) com um modelo de equilíbrio geral. Os resultados apontaram para o aumento do custo de produção na maioria dos setores da economia. Além disso, a política de desoneração se revelou neutra em termos de impacto sobre o emprego no longo prazo, enquanto a política de reoneração produz uma redução do emprego.

De certa maneira, as pesquisas nacionais encontram limitações em relação ao método, que envolvem uma desatenção quanto à endogeneidade e viés de seleção (ULYSSEA; REIS, 2006; ANSILIERO *et. al.*, 2008; JÚNIOR, 2011; CARMO, 2012; FGV, 2013; FGV 2014a; 2014b). Outra limitação é a questão de temporalidade: não conseguiram capturar as mudanças na lei e o efeito tendência do mercado de trabalho (DALLAVA, 2014; SILVA *et. al.*, 2015; SCHERER, 2015). As pesquisas recentes (BAUMGARTNER, 2017; GARCIA; SACHSIDA; CARVALHO, 2018; PORSSE; CARVALHO, 2019) avançam na metodologia, incorporando a questão de efeito tendência e preocupações de robustez. Porém, limitaram-se apenas a um modelo de estimação (diferenças em diferenças – DID).

Outros pontos de limitação foram o fraco critério de seleção do grupo de controle (contrafactual), e o escopo, que se restringiu a verificar apenas o volume de emprego.

Nesta pesquisa, avançamos no método, trazendo testes de sensibilidade e robustez, além do rigor analítico sobre a seleção dos contrafactuais com o método *propensity score matching* (PSM). Outro avanço foi a comparação do modelo PSM-DID com o de triplas diferenças, além de inserir na análise a questão da competitividade, vetor crucial na política de desoneração da folha de salários. A limitação desta pesquisa foi não avaliar o impacto sobre os salários. Dois argumentos são motivadores para essa questão: i) há uma divergência sobre o que são salários na literatura brasileira (PASTORE, 1994, 1997; SOUZA *et. al.*, 2012; DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS, 2011; SANTOS, 1995; POCHMANN; SANTOS, 1998), o que dificulta a definição da forma de mensuração dos salários; e ii) os salários, em algumas categorias, são ajustados mais intensamente do que em outras, caracterizando distorções nominais, principalmente em momentos inflacionários.

É notório que os resultados expostos nas pesquisas pretéritas dependem do método e do escopo da análise. Em resumo, os métodos encontraram avanços consideráveis na última década, principalmente com o crescimento de novas tecnologias computacionais e de processamento, dando poder de análises, por exemplo, em *big data*. Por isso, conforme os modelos vão se consolidando na literatura e são utilizados, resultados mais precisos e robustos são encontrados. Assim, ao longo deste capítulo, esse cenário foi apresentado, o que, a princípio, pode parecer contraditório, mas a literatura é um reflexo da consolidação dos métodos empírico-matemáticos.

Na próxima seção, levantaremos as desvantagens dos gastos tributários em relação à folha de pagamentos. Nota-se a importância dessa seção para realizar um contraponto, no sentido de que, mesmo que essa pesquisa encontre efeitos positivos da desoneração da folha de pagamentos sobre o emprego e a competitividade, há pontos quantitativos que podem ser levantados como aspectos de correção nas futuras reformulações dessa política fiscal.

2.5 Desvantagens dos gastos tributários para a desoneração da folha de salários

Esta subseção visa apresentar algumas das desvantagens da política de desoneração da folha de salários, pois os pontos fortes já foram levantados na subseção anterior. Para isso, como contraponto serão expostos os princípios básicos do programa em conjunto com suas falhas. Em seguida, são apresentados comentários sobre os alcances gerais não expostos na política e sobre as potenciais desvantagens. Três vetores constaram nas desvantagens: i) escopo da política; ii) relação da empresa com o mercado; e iii) relação da empresa com o governo.

Em relação ao primeiro vetor, a motivação da política da desoneração da folha de pagamentos brasileira teve como um dos alicerces o experimento europeu, denominado desvalorização fiscal. Porém, o princípio balizador da política fiscal europeia foi a neutralidade tributária, ou seja, aumentou-se o imposto sobre o valor agregado (VAT) em compensação à redução das contribuições previdenciárias. Entretanto, a proposta bem calibrada conseguiu êxito para a neutralidade tributária, pois o problema principal foi que as exportações não eram sujeitas ao VAT no destino. O aumento do VAT doméstico compensou esse problema em detrimento da perda de receita da previdência social. A calibragem desse movimento foi crucial, uma vez que, ao majorar o preço dos bens importados e reduzir os custos de exportação mediante isenção do pagamento das contribuições previdenciárias, simularia uma desvalorização cambial. No caso da desoneração da folha no Brasil, a primeira desvantagem caracterizada é a neutralidade tributária que não foi atingida nessa política. A ideia original seria a isenção da contribuição previdenciária e a criação da Contribuição Provisória sobre a Receita Bruta (CPRB). Mas o nível dessa nova contribuição foi bem menor do que a renúncia tributária do não pagamento das contribuições patronais. O valor da renúncia entre 2012 e 2018 é apresentado na Tabela 4, a seguir. Em 2015, o valor renunciado atinge seu máximo, em R\$ 25,2 bilhões de reais.

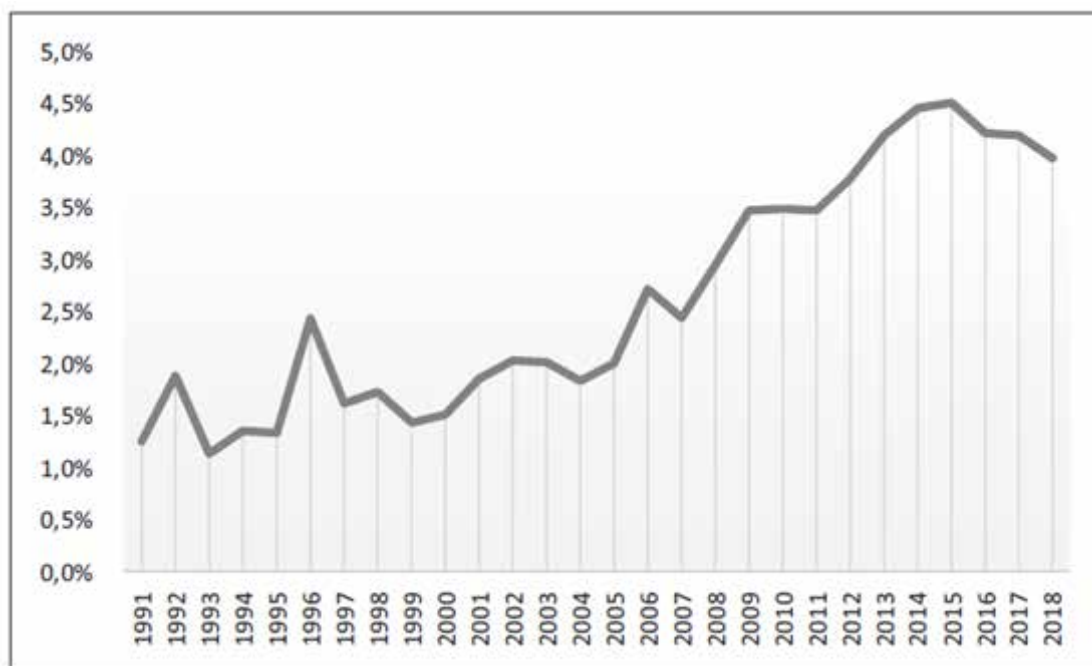
Tabela 4 – Valor renunciado da política de desoneração da folha de salários (2012-2018)

| Ano | Valor da renúncia (R\$ milhões) | %PIB |
|------|---------------------------------|--------|
| 2012 | 3.615 | 0,0752 |
| 2013 | 12.284 | 0,2311 |
| 2014 | 22.107 | 0,3887 |
| 2015 | 25.199 | 0,4245 |
| 2016 | 14.546 | 0,2321 |
| 2017 | 13.704 | 0,2088 |
| 2018 | 12.362 | 0,1806 |

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Receita Federal (2020).

Outro ponto relevante é a questão dos gastos tributários. Segundo Esaf (2018), entre o período de 2009 e 2018, em termos nominais, os gastos tributários cresceram 247%. Isso demonstra um crescente financiamento de políticas públicas, entre elas a desoneração da folha de salários. A partir de 2014, os gastos tributários, nas suas variantes, apresentam sinais de retração, saindo de quase 5,0% do PIB para algo em torno de 3,8% do PIB. Esse balanço é apresentado na Figura 1.

Figura 1 Evolução dos gastos tributários em % PIB



Fonte: Esaf (2018).

A segunda desvantagem diz respeito aos setores atingidos, ou seja, a inequidade horizontal. A política, além de propor o aumento do emprego, visava também melhorar os indicadores de competitividade. Em relação ao emprego, diversas pesquisas apontam para resultados pouco expressivos diante do tamanho da renúncia tributária. Já para a competitividade, os setores atingidos são em grande parte serviços pouco expostos à competição internacional. Além desses aspectos relacionados aos setores e à eficácia da política, a equidade horizontal tributária – princípio basilar no sistema tributário nacional – tem que ser colocada em pauta, uma vez que esta foi quebrada ao se favorecer setores específicos. Como os setores atingidos foram sendo ampliados e/ou reduzidos ao longo dos anos, rompendo com a equidade tributária, isso dificulta análises precisas sobre a eficácia da política em relação ao emprego e à competitividade. Para alcançar maior precisão, a metodologia para apurar os impactos da desoneração da folha sobre esses vetores necessita de técnicas robustas, principalmente envolvendo a construção de contrafactuais. Esses modelos quantitativos passaram décadas sendo testados, a partir dos trabalhos de Heckman, Ichimura, Todd (1997) e Abadie (2005). Atualmente, apesar das dificuldades com análises precisas nos anos iniciais da política de desoneração de salários, esses modelos são reconhecidos internacionalmente e utilizados para esses tipos de análises.

Seguindo esse mesmo raciocínio, a terceira desvantagem é a baixa focalização e a regionalização. Ou seja, no segundo aspecto, regiões menos desenvolvidas do país apresentam baixa concentração de setores/empresas que se encaixam nos critérios eletivos da desoneração da folha, o que favorece regiões onde haveria maiores concentrações de setores, como São Paulo e Rio de Janeiro, podendo aumentar as desigualdades regionais. Já a baixa focalização diz respeito ao critério de eletivo, com condições explícitas na legislação, sem uma análise mais acurada. A partir de 2015, quando houve o caráter opcional da desoneração da folha por parte do contribuinte, a relação custo-benefício recaía sobre a empresa. Esse dado foi observado, além de outras mudanças na legislação. O fato foi que o valor renunciado (Tabela 4) caiu de R\$ 25,2 bilhões para R\$ 14,54 bilhões.

Com duas desvantagens evidentes, o segundo vetor está relacionado a fatores *inside the company* (por dentro da empresa) e de mercado. No primeiro aspecto, ao determinar previamente quais setores serão beneficiados pelo programa, as empresas já estariam em situação de lucratividade, e as outras empresas não beneficiadas arcariam com os custos da manutenção do programa, o que levaria a outro problema interligado, que seriam os efeitos distorcidos sobre o mercado, com prejuízos sobre a competitividade.

Por fim, o terceiro vetor, com três desvantagens evidentes que estão ligadas à relação empresa-governo. A primeira delas é a dificuldade de administração e controle. Pelo lado da empresa, há o custo administrativo ligado a uma peculiaridade da desoneração da folha de salários, a saber; de que a mesma empresa pode ter parte de sua atividade beneficiada pelo programa e outra parte não. Isso aumenta a administração e controle por parte da empresa, com maiores complexidades tributárias, abrindo margens para fraudes e erros, estimulando, principalmente, a elisão e evasão fiscal. Nesse mesmo sentido, o segundo eixo de desvantagens diz respeito aos custos de conformidade, isto é, à adequação dos contribuintes (empresas) às normas tributárias. A política de gastos tributários eleva os custos diretos e indiretos da adequação da empresa às legislações tributárias e contábeis da política de desoneração da folha. Por fim, a terceira desvantagem da relação empresa-governo está relacionada às demais alíquotas tributárias. Como há uma renúncia fiscal nessa política, impõe-se sobre as demais bases tributárias a sobrecarga de, no mínimo, garantir a manutenção dos patamares, com a pressão para medidas mais robustas sobre a política tributária nacional.

Em resumo, as desvantagens são: i) do escopo da política – 1) não neutralidade tributária; 2) inequidade horizontal; 3) baixa focalização; e a 4) regionalização; ii) da empresa com o mercado – 5) lucros inesperados; e 6) efeitos distorcidos sobre o mercado; iii) da empresa e governo – 7) dificuldade de administração e controle; 8) custos de conformidade; e 9) alíquotas tributárias elevadas sobre as outras bases de arrecadação.

O trabalho da Esaf (2018 *apud* Goñi, LOPEZ; SERVÉN, 2008) apresenta outros argumentos que complementam os já citados ou acrescentam novas perspectivas sobre as desvantagens dos gastos tributários, entre eles:

1. Falta de transparência: devido à baixa supervisão e serem menos transparentes do que os gastos diretos dispostos no orçamento geral.
2. Ineficácia: de forma geral, os gastos tributários apresentam um mau dimensionamento e planejamento, não produzindo os efeitos desejados.
3. Ineficiência: gastos tributários, principalmente os diretos, podem distorcer as decisões de investimento, levando os agentes a tomarem decisões com base em considerações apenas tributárias, em vez do valor econômico do investimento.
4. Desigualdade: os gastos tributários tendem a favorecer agentes com rendimentos mais altos, pois pagam mais impostos e têm mais a ganhar com o tratamento preferencial da política.
5. Complexidade: essa política tende a tornar o código tributário mais complexo e aumenta o custo da administração fiscal.

Na próxima seção, será descrita a metodologia proposta na pesquisa, enfatizando a construção do banco de dados e a estratégia empírica utilizada.

3.

Metodologia





3. Metodologia

A presente pesquisa pretende contribuir com a literatura teórica e empírica no intuito de avançar sobre as questões de gastos tributários, em específico a desoneração da folha de salários. Com isso, o objetivo geral é realizar uma avaliação da política de desoneração da folha de pagamentos considerando suas modificações substanciais de 2011 a 2018, em relação ao emprego formal e à competitividade-custo industrial, e, com os resultados, propor um modelo alternativo da política de desoneração.

Para os objetivos específicos, elencamos os seguintes itens, arrolados a seguir:

1. construir um grupo de controle “semelhante” ao grupo de tratamento (hipótese de independência condicional), através da técnica quantitativa *propensity score matching* (PSM);
2. simular um efeito placebo nos outros setores que não foram contemplados com a política de subsídios sobre o emprego e competitividade-custo;
3. realizar testes de robustez como o de Oster (2015) – *proportional selection assumptions* – e sensibilidade de Ichino (2008);

4. mensurar por unidade da Federação o efeito da desoneração da folha sobre o emprego formal e competitividade-custo;
5. criar um indicador de renúncia fiscal e salários (por setor). Esse indicador será uma aproximação do montante renunciado por trabalhador em comparação ao salário médio do setor desonerado.

Dando continuidade à proposta, esta seção abordará a base de dados e a estratégia empírica para mensuração dos efeitos da desoneração da folha de salários sobre o emprego e a competitividade-custo industrial. Para isso, será dividida em: 3.1) Base de dados; e 3.2) Estratégia empírica, que subdivide-se em (3.2.1) *Propensity score matching* (PSM); (3.2.2) Modelo de diferenças em diferenças (DID) com *propensity score matching* (PSM); (3.2.3) Modelo de triplas diferenças; (3.2.4) Testes de robustez e sensibilidade e (3.2.5) Indicadores de renúncia fiscal e salários.

3.1 Base de dados

Para avaliar empiricamente o efeito da desoneração da folha de pagamentos sobre o nível de emprego e competitividade industrial dos setores beneficiados pelo programa de gastos tributários, foram utilizados dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) disponibilizados no site do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), de 2009 a 2018. Para o indicador de competitividade, a base de dados será a disponibilizada pela Confederação Nacional da Indústria (CNI), também no mesmo recorte temporal.

Uma vez que a entrada da Lei sobre a Desoneração da Folha de Salários (nº 12.546), foi 2011, essa janela temporal permitirá que se avalie um período maior para materialização dos efeitos, e os anos anteriores permitem refinar o contrafactual. Outra questão é que os setores foram sendo incluídos e/ou excluídos em diferentes momentos após 2012. Assim, como a análise contará com uma janela de dados maior para o período após a lei, serão estimadas diversas especificações econométricas que acomodem a possibilidade de efeitos heterogêneos em função do tempo, do setor e da unidade da Federação.

O Quadro 1, a seguir, resume a natureza dos dados.

| Variável | Nome | Descrição |
|---|-----------------------|---|
| Ano | Ano | 2009 até 2018 |
| Horas trabalhadas | Emprego_horas | Quant. de horas contratadas semanais |
| Quantidade de vínculos | Emprego_vínculos | Quant. de vínculos empregatícios ativos |
| COMP _{MS} | Competitividade_massa | Mensurado em massa salarial |
| COMP _{HT} | Competitividade_horas | Mensurado em horas trabalhadas |
| Simplex Nacional | Simplex | 1 – Simplex; 0 – Não Simplex |
| Subclasses CNAE 2.0 | Subclasse (i) | Todas as subclasses (Anexo 2) |
| UF | uf | 11 - Rondônia, 12 - Acre, 13 - Amazonas, 14 - Roraima, 15 - Pará, 16 - Amapá, 17 - Tocantins, 21 - Maranhão, 22 - Piauí, 23 - Ceará, 24 - Rio Grande do Norte, 25 - Paraíba, 26 - Pernambuco, 27 - Alagoas, 28 - Sergipe, 29 - Bahia, 31 - Minas Gerais, 32 - Espírito Santo, 33 - Rio de Janeiro, 35 - São Paulo, 41 - Paraná, 42 - Santa Catarina, 43 - Rio Grande do Sul, 50 - Mato Grosso do Sul, 51 - Mato Grosso, 52 - Goiás, 53 - Distrito Federal |
| Sexo do trabalhador | sexo | 1 – Masculino; 0 - Feminino |
| Idade | idade | 10 a 14 anos; 15 a 17 anos; 18 a 24 anos; 25 a 29 anos; 30 a 39 anos; 40 a 49 anos; 50 a 64 anos e 65 ou mais |
| Remuneração média anual (em salários-mínimos – SM) | RM | Até 0,50 SM; 0,51 a 1,00 SM; 1,01 a 1,50 SM; 1,51 a 2,00 SM; 2,01 a 3,00 SM; 3,01 a 4,00 SM; 4,01 a 5,00 SM; 5,01 a 7,00 SM; 7,01 a 10,00 SM; 10,01 a 15,00 SM; 15,01 a 20,00 SM; mais de 20,00 SM |
| Escolaridade | educ | Analfabeto; até 5ª Incompleto; 5ª Completo Fundamental; 6ª a 9ª Fundamental; Fundamental Completo; Médio Incompleto; Médio Completo; Superior Incompleto; Superior Completo; Mestrado; Doutorado |
| Mês de admissão | admissao | Janeiro; fevereiro; março; abril; maio; junho; julho; agosto; setembro; outubro; novembro; dezembro |
| Faixa de horas contratadas | fxa_horas | Até 12 horas; 13 a 15 horas; 16 a 20 horas; 21 a 30 horas; 31 a 40 horas; 41 a 44 horas |
| Faixa de tempo no emprego | fxa_temp | Até 2,9 meses; 3 a 5,9 meses; 6 a 11,9 meses; 12 a 23,9 meses; 24 a 35,9 meses; 36 a 59,9 meses; 60 a 119,9 meses; 120 meses ou mais |
| Tamanho do estabelecimento (número de funcionários) | tamanho_est | De 1 a 4; de 5 a 9; de 10 a 19; de 20 a 49; de 50 a 99; de 100 a 249; de 250 a 499; de 500 a 999; 1000 ou mais |
| Tipo de vínculo | | CLT |
| Vínculo ativo 31/12 | | Sim |
| Tipo de estabelecimento | | CNPJ |

Fonte: Elaboração própria a partir da Rais (2020); CNI (2020).

3.2 Estratégia empírica

O método utilizado, amplamente difundido e consolidado na literatura, parte de uma análise de diferença em diferenças (*difference in difference* – DID). Na literatura internacional, trabalhos pioneiros usaram esse modelo para abordar questões políticas importantes, como os efeitos dos salários-mínimos sobre o emprego (CARD; KRUEGER, 1994), os efeitos de programas de treinamentos no mercado de trabalho (ASHENFELTER, 1978; ASHENFELTER; CARD, 1985; HECKMAN; ROBB, 1986; HECKMAN; HOTZ, 1989; HECKMAN *et al.*, 1998; BLUNDELL *et al.*, 2004), o efeito da imigração no mercado de trabalho local (CARD, 1990) e a análise da oferta de trabalho (BLUNDELL *et al.*, 1998).

No caso específico desta pesquisa, para uma análise mais robusta do impacto da desoneração da folha de pagamentos sobre o emprego e competitividade-custo, o método de diferença em diferenças (DID) com pareamento será utilizado. Isto é, aplicamos o método DID nas sub-amostras selecionadas pelo *propensity score matching* (PSM). Com isso, é reduzido o viés advindo de: i) falta de suporte comum (pareamento); ii) observáveis (regressão/pareamento); e iii) seleção (não observáveis). Isso porque o PSM ajuda a minimizar o viés das observáveis e da ausência de suporte comum enquanto o DID ajuda a reduzir o viés de seleção.

Outro ponto importante é o conjunto de variáveis explicativas utilizadas para esta pesquisa, que, por um lado, tem o intuito de cumprir a uniformização dos setores em termos de características observáveis e, por outro, compor um vetor de controles para o estimador de diferenças em diferenças (DID), refinando os coeficientes estimados. Para Heckman, Ichimura e Todd (1997) e Abadie (2005), a ponderação pelo *propensity score* do estimador DID apresenta melhor performance, especialmente quando existem características das variáveis omitidas invariantes no tempo.

Assim, as próximas subseções contaram com: 3.2.1 – *Propensity score matching* (PSM); 3.2.2 – Modelo de diferenças em diferenças (DID) com *propensity score matching* (PSM). Como complemento à análise empírica, apresentaremos também o método de triplas diferenças com o intuito de reduzir efeitos temporais não observáveis, como a tendência prévia, a título comparativo e de melhora nos estimadores (subseção 3.2.3). Outra questão abordada na estratégia empírica será os testes de robustez e sensibilidade de Ichino (2008) e Oster (2015) – subseção 3.2.4.

Por fim, a subseção 3.2.5 trará o indicador de renúncia fiscal com a intenção de identificar se o valor renunciado da política de desoneração da folha de salários foi compensado pelo aumento do emprego nos setores contemplados.

3.2.1 Propensity score matching (PSM)

Os estudos das ciências sociais que envolvem avaliação de impacto, principalmente no quesito de programas governamentais, partem de técnicas que verificam os indivíduos, empresas ou qualquer unidade amostral antes e depois do tratamento (participar de algum programa, no caso da pesquisa, a desoneração da folha de salários). Porém, na maioria dessas pesquisas não há como ter a situação observável com e sem o programa, pois, uma vez feita a adesão ao programa, na maioria dos casos, não se tem a mesma observação sem aderir. Então deve-se obter um grupo de controle, denominado contrafactual. Uma possível saída, para criar esse grupo de controle, seria utilizar os indivíduos que não participam do programa. Contudo, haveria um viés que ocorre quando a análise do impacto de um determinado programa leva em consideração apenas o fato de um indivíduo participar ou não do programa. As conclusões podem ser influenciadas pelo efeito de variáveis importantes pré-programa, podendo levar o pesquisador a conclusões equivocadas, influenciando na avaliação do impacto da política pública ou programa. Para contornar esse problema, a solução mais conhecida é feita através de dados observáveis, proposta primeiramente pelos autores Rosenbaum e Rubin (1983), denominada *propensity score matching* (PSM).

A ideia central desse método é que o viés seria, pelo menos, reduzido, caso a comparação fosse entre os indivíduos tratados (que participam do programa) com os de controle (que não participam do programa) que sejam o mais similares possível. Os escores de propensão seriam a probabilidade de um indivíduo, empresa ou unidade amostral participar do programa, uma vez que não é participante, a partir de suas características observáveis.

Nesse mesmo sentido, segundo Cameron e Trivedi (2005), o principal objetivo do método PSM é gerar um escore igual ao da probabilidade de recebimento de tratamento, considerando ambos, tratados e não tratados, a partir de um determinado conjunto de covariadas pré-determinadas que possam identificar a elegibilidade (probabilidade) de participar do programa. Em princípio, qualquer estimação de regressão binária (*logit*, *probit* ou *ordinary least squares*) poderia ser utilizada para mensurar essa probabilidade, todavia regressões logísticas têm sido mais utilizadas (BECKER; ICHINO, 2002).

Em resumo, segundo Rosenbaum e Rubin (1983), a técnica quantitativa PSM tem o objetivo de construir um grupo de controle semelhante ao grupo de tratamento, grupo este estabelecido com base em um índice de propensão, que é obtido por

uma função de variáveis observadas nos indivíduos (modelo probabilístico). Isso, em tese, seria suficiente para remover o viés de seleção, pois assume-se que essas características são suficientes para determinar a probabilidade de participação, ou não, no programa. Com isso, cada unidade amostral do grupo de tratamento teria um correspondente no grupo de controle, que representa o resultado caso não recebesse o programa.

Segundo Resende (2014), o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) não controla a existência de qualquer viés de seleção na relação de interesse, pois isola o efeito do tratamento sem considerar a relação deste com a composição do grupo de tratamento. Assim, quando a participação do setor na política de desoneração da folha está correlacionada com algum fator não observável, a literatura aponta que há viés de seleção. Portanto, há a necessidade do uso de métodos alternativos de avaliação de impactos. O método de pareamento por escore de propensão (PSM), que será apresentado a seguir, é um dos mais adotados na avaliação de impactos de políticas públicas, e busca comparar as firmas/setores beneficiados com a política de subsídios da união, denominados de grupo de tratamento, com os não beneficiados, ou grupo de controle ou contrafactual. Portanto, o possível viés de seleção é reduzido por meio do pareamento entre os dois grupos.

Para validar o método PSM, é importante que duas condições principais relacionadas aos grupos de tratamento e de controle sejam respeitadas: hipótese de independência condicional e de suporte comum. A hipótese de independência condicional (***conditional independence assumption*** – CIA)¹ implica que os potenciais resultados, Y_i , são independentes do tratamento, D_i , dado um conjunto de variáveis observáveis (ROSENBAUM; RUBIN, 1983). Isso pode ser representado como:

$$Y_{i=\{D=1,0\}} D_i X \tag{1}$$

Segundo Rosenbaum e Rubin (1983), o vetor X pode ser substituído pelo escore de propensão $p(x)$, como na equação abaixo:

$$Y_{i=\{D=1,0\}} D_i p_i (X) \tag{2}$$

A utilidade do escore de propensão é evitar o problema conhecido como "***curse of dimensionality***" na operacionalização do pareamento (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

O segundo condicionante, suporte comum, entendido como a condição de sobreposição, pode ser expresso como:

$$0 < P_{\{D_i=1,0\}} p_i (X) < 1 \tag{3}$$

¹ HIPÓTESE DE INDEPENDÊNCIA CONDICIONAL ENFATIZA QUE OS RESULTADOS POTENCIAIS SÃO INDEPENDENTES DA VARIÁVEL BINÁRIA DE TRATAMENTO AO SE CONDICIONAR ÀS VARIÁVEIS OBSERVÁVEIS, X_i . ALÉM DISSO, ASSUME-SE QUE FATORES NÃO OBSERVÁVEIS NÃO SÃO FONTES DE VIÉS.

Por fim, a quarta técnica, conhecida como *kernel* de Heckman, vem para suprir as limitações dos três algoritmos anteriores: possibilidade de que algumas observações do grupo de não tratados sejam descartadas durante o emparelhamento, o que pode ser um problema quando a amostra é pequena. O método descrito em Heckman *et al.* (1997) estima o efeito do tratamento sobre a população tratada (ATET) através da ponderação da variável de interesse considerando todos os indivíduos dos grupos de tratados e não tratados por meio de uma regressão não paramétrica conhecida por Nadaraya-Watson, na qual os escores de propensão são usados como pesos. Essa técnica pode ser expressa como:

$$ATET = \frac{1}{n} \sum_{i \in \{D=1\}} \left[(Y_{i,t\{D=1\}}) - \sum_{j \in \{D=0\}} \frac{K\left(\frac{p(x_j) - p(x_i)}{b_n}\right)}{\sum_{k \in \{D=0\}} K\left(\frac{p(x_k) - p(x_i)}{b_n}\right)} (Y_{i,t\{D=0\}}) \right] \quad (4)$$

O caractere Y_{it} é o *outcome*, $K\left(\frac{p(x_{j,k}) - p(x_i)}{b_n}\right)$ é a função *kernel*, $p(x_i)$ é o escore de propensão gerado pelo modelo *logit*, e b_n é a banda (*bandwidth*). Nesta pesquisa, serão testadas as quatro técnicas de pareamento. A questão central é verificar se o balanceamento das covariadas consideradas na estimação da probabilidade de participar do programa é satisfeito, uma vez que ele é fundamental para a redução de vieses de seleção amostral e garante que comparáveis possam ser de fato comparados. Caso não existam diferenças estatísticas entre nenhuma das informações das variáveis disponíveis para unidades tratadas e não tratadas, pode-se dizer que o algoritmo aproximou-se de uma situação de contrafactual ideal, permitindo que o valor do impacto do tratamento possa ser auferido.

A questão relevante dessas técnicas é a propriedade chamada de critério de balanceamento, que é satisfeito quando, para cada valor do escore de propensão, o vetor de características apresenta distribuição similar para os grupos de tratamento e controle (LEE, 2013).

Assim, as hipóteses do pareamento (através do PSM) constataam que, ao comparar duas unidades amostrais, uma do grupo de tratamento e o outra no grupo de controle, o único fator que tem diferença nos resultados dessas unidades é a participação ou não no programa. Essa técnica é bastante utilizada quando não é possível obter os dados da população-alvo antes da aplicação de determinada política pública, ou em situações em que os participantes do programa não foram selecionados de maneira aleatória. Também se recomenda a seleção de diversas variáveis controle para serem inseridas no modelo, que leve em consideração a existência de algum tipo de relação entre as variáveis selecionadas e a política a ser discutida.

3.2.2 Modelo de diferenças em diferenças (DID) com propensity score matching (PSM)

O primeiro trabalho a utilizar a combinação dos dois métodos foi com os autores Heckman, Ichimura e Todd (1997), em que a pesquisa retratou a avaliação de um programa de treinamento para trabalhadores. Na sequência, a pesquisa dos mesmos autores, Heckman, Ichimura, Smith e Todd (1998), abre espaço para uma avalanche de pesquisas desse porte, com o artigo que desenvolveu e aplicou métodos econométricos para estimar a forma de viés de seleção resultante do uso de grupos de comparação não experimentais. O intuito é subsidiar a avaliação de programas sociais e testar suposições de identificação com os métodos de correspondência (*method of matching*), no modelo de seleção em função da probabilidade de participação e no método diferença em diferenças (*difference in differences*).

Conforme Heckman e Smith (1995), tal método pode ser entendido como o cálculo de subtrações: a primeira é a diferença das médias da variável de resultado entre os períodos anterior e posterior ao evento entre os grupos de tratamento e controle; a segunda é a diferença entre as diferenças da primeira entre os dois grupos.

Segundo Schuntzemberge *et. al.* (2015), o estimador de diferenças em diferenças (DID) compara o grupo de tratamento frente ao grupo controle antes (primeira diferença) e depois da intervenção (segunda diferença). O método se aplica a dados de pesquisas quase-experimentais e requer informação tanto do grupo controle como dos tratados, em, pelo menos, dois períodos de tempo (antes e depois da intervenção). A hipótese por trás desse método é a de que, controlando um conjunto de variáveis observáveis, caso o tratamento não tivesse efeito algum, a trajetória dos resultados entre tratados e não tratados deveria evoluir paralelamente. Assim, qualquer efeito do tratamento seria capturado por essa diferença na diferença dos resultados antes e após o tratamento. A equação básica do modelo tem a seguinte forma:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 t + \beta_3 T \cdot t + \varepsilon \tag{5}$$



Y_i é *outcome* de interesse; T é a *dummy* para o tratamento, tendo valor 1 se a variável é do grupo Tratamento e valor 0 se é do grupo Controle; t é uma variável *dummy*, a qual assume “0” se estiver no período anterior ao tratamento e valor 1 se estiver no período pós-tratamento. β_0 , β_1 , β_2 e β_3 são os parâmetros não conhecidos a serem estimados; ε é o erro aleatório não observado. Esses coeficientes podem ser interpretados como: β_0 o intercepto comum para todas as observações; β_1 o efeito específico do tratamento (contabiliza a diferenças entre os grupos); β_2 é a tendência temporal comum aos dois grupos (tratamento e controle); β_3 o efeito médio do tratamento sobre os tratados (parâmetro de interesse da regressão, pois fornece o impacto médio da intervenção ou tratamento), sendo este coeficiente o estimador de diferenças em diferenças (DID).

Porém, ao avaliar o impacto de políticas públicas, há um esforço em estabelecer uma relação causal entre o programa e os objetivos finais dele. No caso da pesquisa, há a necessidade de ter um cuidado na análise, pois outros fatores que não sejam diretamente relacionados à lei da desoneração da folha de salários podem influenciar na relação causal sobre o efeito no emprego e competitividade-custo industrial. Dessa forma, o objetivo do trabalho empírico é isolar apenas essa relação entre muitos outros fatores existentes.

Por outro lado, ao avaliar o programa, o correto seria observar o mesmo setor ou subsetor nos dois contextos semelhantes, ou seja, sem e com a lei. Como não é possível observar ao mesmo tempo o setor com e sem o programa, a causalidade da política pública de subsídios pode ser mensurada ao se comparar dois grupos estatisticamente idênticos, sendo que um está sob a intervenção do programa e o outro não (GARCIA *et. al*, 2018).

Dessa forma, o ponto principal é construir os dois grupos estatisticamente idênticos. Rubin (1974) construiu um método em que é feita uma randomização entre o grupo que receberá a política (grupo de tratamento) e o grupo que não a receberá (grupo de controle). Considerando a política de subsídios sobre a folha de salários (tratamento), como uma variável binária $d_i = \{0,1\}$, em que $d_i = 1$ indica que o setor i recebeu o tratamento, então para qualquer setor existem dois resultados:

$$\text{Resultado} = \begin{cases} Y_{1i} \text{ se } d_i = 1 \\ Y_{0i} \text{ se } d_i = 0 \end{cases} \tag{6}$$

Onde, Y_i :

$$\begin{aligned}
 Y_i &= \begin{cases} Y_{1i} \text{ se } d_i = 1 \\ Y_{0i} \text{ se } d_i = 0 \end{cases} & (7) \\
 &= Y_{0i} + (Y_{1i} - Y_{0i})d_i
 \end{aligned}$$

O objetivo é encontrar o resultado de $E[Y_{1i} - Y_{0i}]$ que, considerando a amostra, pode ser reescrito como $E[Y_i|d_i = 1] - E[Y_i|d_i = 0] = E[Y_{1i}|d_i = 1] - E[Y_{0i}|d_i = 0]$, somando e subtraindo $E[Y_{0i}|d_i = 1]$, isto é, o resultado esperado para o setor i que recebeu o tratamento caso não o tivesse, Tem-se:

$$\begin{aligned}
 &\frac{E[Y_i|d_i = 1] - E[Y_i|d_i = 0]}{\text{Diferença Observada}} \\
 &= \frac{E[Y_{1i}|d_i = 1] - E[Y_{0i}|d_i = 1]}{\text{Efeito médio do Tratamento nos tratados (ATT)}} \\
 &+ \frac{E[Y_{0i}|d_i = 1] - E[Y_{0i}|d_i = 0]}{\text{Viés de Seleção}}
 \end{aligned} \quad (8)$$

Além disso, assume-se que fatores não observáveis não são fontes de vies. Dessa forma, segundo Angrist e Pischke (2009), condicionando para o vetor X_i , o viés de seleção some. Formalmente, tem-se que:

$$\begin{aligned}
 &\frac{E[Y_i|X_i, d_i = 1] - E[Y_i|X_i, d_i = 0]}{\text{Diferença Observada}} = \frac{E[Y_{1i}|X_i] - E[Y_{0i}|X_i]}{\text{Efeito médio do Tratamento nos tratados (ATT)}} + \frac{E[Y_{0i}|X_i] - E[Y_{0i}|X_i]}{\text{Viés de Seleção}} \\
 &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i]
 \end{aligned} \quad (9)$$

Para Khandker, Koolwal e Samad (2010), o método de *propensity score matching* (PSM) requer que seja satisfeita a hipótese de independência condicional (HIC) para que os estimadores do pareamento apresentem uma interpretação causal. Como mostra Angrist e Pischke (2009), o teorema do escore de propensão descreve que, sob a hipótese de independência condicional (HIC) tal que $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | X_i$, então $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp d_i | P(X_i)$. Assim o escore de propensão pode ser definido como $P(X_i) \equiv E[d_i|X_i] = P[d_i = 1|X_i]$.

Lee (2013) afirma que o critério de balanceamento, outra hipótese importante no modelo, é satisfeito quando, para cada valor do escore de propensão, X tem a distribuição similar para os grupos de tratamento e controle, isto é: $D \perp X | P(X)$.

Dessa forma, para a estimação do efeito causal da política pública de subsídios da União, em específico da desoneração da folha de salários, é necessário comparar as unidades do grupo de controle e do grupo de tratamento que apresentam a mesma probabilidade de recebimento do tratamento, isto é, as empresas optantes pelo Simples Nacional e as não optantes. Angrist e Pischke (2009) apontam que a estimação por escore de propensão se dá em dois passos: (1) estima-se $P(X_i)$ com algum modelo paramétrico; e (2) estima-se o efeito do tratamento.

O efeito médio de tratamento nos tratados (ATT) é $E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i]$. Pelo teorema do escore de propensão e supondo a HIC, o ATT resultante do pareamento direto dos valores de propensão entre tratados e não tratados é:

$$ATT = E[Y_{1i}^T - Y_{0i}^T | D_i = 1] - E[Y_{1i}^C - Y_{0i}^C | D_i = 0] \quad (10)$$

Onde, 0 e 1 são antes e depois da Lei nº 12.546, de 14 de dezembro de 2011, e Y^T e Y^C , quem está no programa ou não, respectivamente. Assim, utilizando uma técnica de pareamento **propensity score matching** e o método de diferença em diferença para comparar os grupos antes e depois da lei, a equação abaixo apresenta o modelo a ser estimado:

$$Y_{i,t} = \alpha D_{S_{i,t}} + \beta D_{F_{i,t}} + \gamma D_{pos_t} + \delta_0 (D_{S_{i,t}} \cdot D_{F_{i,t}}) + \delta_1 (D_{S_{i,t}} \cdot D_{pos_t}) + \delta_2 (D_{F_{i,t}} \cdot D_{pos_t}) + \delta_3 (D_{S_{i,t}} \cdot D_{F_{i,t}} \cdot D_{pos_t}) + \pi_t + \pi_i + \sum_{j=1}^N controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Assim, $Y_{i,t}$ é o **outcome** de interesse: emprego e competitividade-custo industrial do subsetor i e ano t . δ_3 é o impacto da desoneração da folha sobre o **outcome** (estimador de diferenças em diferenças - DID); $D_{S_{i,t}}$ assume valor 1 se variável i no período t é não optante do Simples e zero caso contrário; $D_{F_{i,t}}$ assume o valor 1 se o subsetor i é contemplado pela desoneração de folha e zero caso contrário; D_{pos_t} é variável **dummy** que indica os períodos posteriores à implementação da desoneração da folha de pagamentos (valor 1) e os períodos anteriores à lei (valor 0)²; π_t é um vetor de **dummies** de tempo e π_i vetor de **dummies** para a divisão de atividade econômica (divisões da CNAE); $\sum_{j=1}^N controls_{i,t}$ são os j -ésimos controles para os dois **outcomes** e $\varepsilon_{i,t}$ = erro aleatório.

² NESSE CASO, COMO OS SETORES FORAM INSERIDOS OU RETIRADOS AO LONGO DOS ANOS, ESSA VARIÁVEL BINÁRIA IRÁ CONTROLAR ESSAS MUDANÇAS NO PROGRAMA.

Por fim, esta metodologia contribui com a literatura nacional, ao utilizar o estimador de diferenças em diferenças com escore de propensão, pois ainda não havia sido testada no cenário nacional. Em resumo, as variáveis de interesse (emprego e competitividade) são observadas em dois grupos e em dois períodos distintos, e esses grupos são subdivididos em mais dois, ficando assim: grupo de controle antes e após a lei, e grupo de tratamento antes e após a lei de desoneração dos salários.

3.2.3 Modelo de triplas diferenças

Outro avanço a ser testado nesta pesquisa é a estratégia de triplas diferenças. Ela é usada quando temos controles imperfeitos, melhorando a técnica de duplas diferenças para estimar o efeito médio de tratamento (BERCK; VILLAS-BOAS, 2016). A construção desse modelo parte como referência da mudança no resultado y_{it} (emprego e competitividade) devido à política p_{it} (desoneração da folha de salários), então partimos de um modelo de referência como:

$$y_{ict} = \alpha_c + \beta_i t + \gamma_i \ln p_{ict} + \delta_i \ln \ln x_{ict} \quad (12)$$

Considerando i como o subsetor classificado no CNAE 2.0, t o tempo e c o momento da entrada da política, por simplificação, o modelo está escrito em logaritmo, γ denota o efeito médio da política no resultado y , a variável δ é a elasticidade dos *i-ésimos* controles. Tome Δ o operador diferença. No caso do tempo, a diferença é retirada do valor inicial, onde $t = 0$. A diferença no tempo produz:

$$\Delta_t y_{ict} = \beta_i t + \gamma_i \ln(p_{ict}/p_{ict=0}) + \delta_i \ln \ln \left(\frac{x_{ict}}{x_{ict=0}} \right) \quad (13)$$

Aplicando a diferença no tempo:

$$\Delta_{tc} y_{ict} = \gamma_i \ln(p_{i,c=0,t}/p_{i,c=1,t=0}) + \delta_i [\ln(x_{i,c=1,t}/x_{i,c=1,t=0}) - \ln(x_{i,c=0,t}/x_{i,c=0,t=0})] \quad (14)$$

Podemos reescrever como:

$$\Delta_{tc} y_{ict} = \gamma_i \Delta_{tc} \ln p + \delta_i \Delta_{tc} \ln x \quad (15)$$

A equação (15) é a especificação de referência de duplas diferenças. Conforme configurado, a diferença dupla remove o efeito fixo de tempo, com os dados exógenos podendo ser incluídos diretamente em uma regressão e facilmente controlados. No entanto, se não houver dados disponíveis em um dos períodos, ou se x for uma variável endógena, seria desejável eliminar x com mais uma estratégia de diferenciação. Assim, com dados ausentes ou endogeneidade, a diferença tripla aparece como uma opção viável. Nesse caso, acontece mais uma diferenciação no subsetor i .

$$\Delta_{tci}y_{ict} = \gamma_i \ln(p_{i=1,c=1,t} / p_{i=1,c=1,t=0}) + (\delta_{i=1} - \delta_{i=0}) [\ln(x_{i,c=1,t} / x_{i,c=1,t=0}) - \ln(x_{i,c=0,t=1} / x_{i,c=0,t=0})] \quad (16)$$

Ou

$$\Delta_{tci}y_{ict} = \gamma_i \Delta_{tc} \ln p + (\delta_1 - \delta_0) \Delta_{tc} \ln x \quad (17)$$

Em resumo, a aplicação desse método para esta pesquisa seria que, da diferença observada entre, de um lado, os subsetores contemplados pela desoneração da folha, antes e depois da lei, que são por natureza não optantes pelo Simples Nacional, e, de outro lado, os subsetores não afetados por essa política optantes pelo Simples, será subtraída a mesma diferença, porém entre os subsetores que têm a possibilidade de ser contemplados e os que não têm essa possibilidade, dentro do grupo de setores que não participam efetivamente da política. Ou seja, em vez de considerar apenas os subsetores que não são optantes pelo Simples e realizar a diferença entre desonerados ou não, o método utilizaria esse resultado e ainda realizaria a diferença entre os não Simples e os Simples dos subsetores não contemplados pela desoneração.

Para Garcia, Sachsida e Carvalho (2018), a estratégia de triplas diferenças tem como pressuposto inicial que, na ausência da lei, as diferenças na trajetória da variável de interesse (emprego e competitividade) entre os subsetores Simples e não Simples seriam idênticas entre setores desonerados e não desonerados. Assim, caso seja válido esse pressuposto, problemas relacionados à tendência prévia e divergentes seriam eliminados na terceira diferença.

O Quadro 2, a seguir, resume a estratégia de triplas diferenças. Em primeiro lugar, separam-se em dois grandes grupos os subsetores desonerados e não desonerados, em cada grupo temos os optantes e não optantes pelo Simples Nacional, ambos antes e depois da lei da desoneração da folha de salários.

Quadro 2 – Estrutura do modelo de triplas diferenças

| (A) Setores desonerados | | | |
|------------------------------------|-------|--------|---|
| | Antes | Depois | Diferenças |
| Tratados ^a | (I) | (II) | (I) – (II) |
| Controles ^b | (III) | (IV) | (III) – (IV) |
| Diferenças | | | [(III) – (IV)] – [(I) – (II)] (DID*) |
| (B) Setores não desonerados | | | |
| | Antes | Depois | Diferenças |
| Tratados ^a | (i) | (ii) | (i) – (ii) |
| Controles ^b | (iii) | (iv) | (iii) – (iv) |
| Diferenças | | | [(iii) – (iv)] – [(i) – (ii)] (DID**) |
| Triplas diferenças (DDD) | | | |
| | | | [(iii) – (iv)] – [(i) – (ii)] – [(III) – (IV)] – [(I) – (II)] (DID**) - (DID*) |

Fonte: elaboração própria.

Nota: a – não optantes pelo Simples; b – optantes pelo Simples.

3.2.4 Testes de robustez e sensibilidade

Alguns testes serão utilizados para chegar à robustez do estimador. O primeiro deles é o de falsificação, que consiste em escolher, de forma não arbitrária, os setores desonerados e, dentro dos setores não desonerados, o setor optante e o não optante pelo Simples, em proporção ao tamanho das amostras que representam, respectivamente, a parcela dos setores desonerados e não desonerados. O segundo teste, usualmente denominado “placebo” é o de permutação, que consiste em randomizar aleatoriamente as subclasses desoneradas e o ano de implementação da lei (BERTRAND; DUFLO; MULLAINATHAN, 2004).

Outra questão importante são os testes em torno das duas hipóteses fundamentais do método **propensity score matching**. A primeira delas é o suporte comum, em que se estabelece que, em cada grupo de controle, deve existir um tratamento correspondente, onde temos que $0 < P(X) < 1$. A segunda hipótese, denominada de independência condicional (**conditional independence assumption – CIA**), significa que, dado o controle de um conjunto de variáveis observadas (X) que não são afetadas pelo tratamento, os resultados potenciais são independentes do tratamento atribuído (participação no programa). O resultado dessa hipótese seria que todas as variáveis que afetam o tratamento (desoneração da folha de salários) e/ou o resultado (emprego e competitividade industrial) teriam que ser controladas no modelo (CALIENDO; KOPEINIG, 2008). Assim, caso houvesse alguma omissão de uma variável importante, isso provocaria um viés no pareamento. Porém, a literatura atual tem utilizado análises de sensibilidade para buscar dar robustez aos resultados. Então os métodos desenvolvidos por Ichino, Mealli e Nannicini (2008) e Oster (2015) serão aplicados para testar esse viés.

O método de Ichino, Mealli e Nannicini (2008) parte da hipótese de que não há independência condicional entre a variável de resultado (**outcome**) e as variáveis observadas (X 's). Então, a CIA deve ser assegurada dada uma variável binária não observada U e as observadas (X 's). Caso U fosse observado, o ATT seria:

$$E(T = 1, X, U) = E(Y_0 | T = 0, X, U) \tag{18}$$

A distribuição de U envolve quatro parâmetros, isto é:

$$p_{ij} = Pr(U = 1 | T = i, Y = j) = Pr(U = 1 | T = i, Y = j, X) \tag{19}$$

Onde $i, j \in \{0, 1\}$, dada a probabilidade $U=1$ para cada um dos quatro grupos definido pela categoria do tratamento e do resultado (**outcome**). Assim, dados os valores p_{ij} , um valor de U é atribuído para cada unidade considerando que pertença a alguma das quatro categorias. Dessa forma, U seria inserida como mais uma variável observada no cálculo do ATT pelo método **propensity score matching**. Por fim, usando os valores dos parâmetros de sensibilidade, a estimativa ATT é obtida em decorrência da média dos ATTs considerando a distribuição de U .

A segunda família de testes de sensibilidade é de Oster (2015). Considere as variáveis não observadas U e também a hipótese da seleção proporcional (**proportional selection assumptions**), dadas pela equação:

$$\delta \frac{\sigma_{XT}}{\sigma_X} = \frac{\sigma_{UT}}{\sigma_U} \tag{20}$$

O primeiro passo é inserir a análise de agrupamento para fornecer uma estrutura de semelhança que pode servir de auxílio na avaliação do indicador obtido. Basicamente, a análise dará uma resposta para situações de agrupamento, conforme Kubrusly (1992) e Tanaka e Mori (1997) também utilizaram esse método em suas pesquisas. Partindo da análise estatística multivariada que procura agrupar objetos semelhantes segundo o critério dado pelo conjunto de variáveis observadas, o modelo segue a seguinte estrutura (LUCAS, 1982): seja $X = \{X_1, \dots, X_p\}$ um conjunto de variáveis, e $O = \{O_1, \dots, O_n\}$ o conjunto de objetos que se deseja agrupar. Com base no conjunto X , determinar uma partição de O em grupos g_i , tal que se O_r e $O_s \in g_i$ então O_r e O_s são semelhantes, caso contrário os grupos são distintos. Para solução desse problema, é necessário calcular as distâncias entre os objetos no espaço das variáveis. Essas distâncias fornecem as medidas de similaridade entre os objetos (BARROS, 1992).

A questão central é acompanhar se o montante renunciado com a política de desoneração da folha de salários foi compensado com mais vínculos empregatícios. Essa análise trará um panorama desse comportamento. A expressão matemática é arrolada abaixo:

$$Index_{i,m,a} = \frac{Qtde.Vinculos_{i,m,a}}{Valor.Renuncia_{i,m,a}} \cdot 100 \quad (23)$$

Onde $Index$ é o indicador calculado, $valor.renuncia$ é o montante renunciado, $qte.vinculos$ é a quantidade de vínculos do setor CNAE i , no mês m e ano a . Ao utilizar a análise de agrupamento, teremos quais setores podem ser agrupados ou não em relação ao valor da renúncia e à quantidade de vínculos, o que permitirá um desenho para discussões futuras.

Em seguida, a ponderação das variáveis será necessária. A ideia é obter pesos que traduzam a importância das variáveis. Na análise estatística, a variância é muito utilizada para isso, porém existe uma infinidade de instrumentos. Ao construirmos um índice como uma combinação linear de variáveis, é desejável que este tenha a maior variância possível, ou seja, que contenha o máximo de informação fornecida pelo conjunto de variáveis selecionadas.

4.

Resultados





4. Resultados

Esta seção apresenta os resultados preliminares da pesquisa. Será dividida em três partes, para compor o relatório final: i) estatística descritiva; ii) resultados gerais; iii) resultados por estado; iv) testes de robustez e sensibilidade; e v) indicador de renúncia fiscal.

4.1 Estatística descritiva

A Tabela 5 apresenta o panorama geral das variáveis utilizadas na pesquisa. Em média, a quantidade de vínculos ativos é de 1.115, considerando tanto as subclasses desoneradas quanto as não desoneradas. A quantidade de horas contratadas engloba a soma de horas de todos os colaboradores de cada subclasse; o valor médio foi de 45.439 horas. Lembrando que esse conjunto de dados reflete o resultado da amostra entre os anos de 2009 e 2018.

Outra questão relevante é o valor da remuneração média em salários-mínimos (VI Remuneração SM). Em média, os subsetores pagam 2,01 salários-mínimos, com um desvio padrão de 1,82, atingindo um mínimo de 1,3 e um máximo de 100,3 salários-mínimos.

Quadro 3 – Resumo descritivo das variáveis

| FAIXA ETÁRIA | |
|-------------------------|--------------------------------|
| 01 | 10 a 14 anos |
| 02 | 15 a 17 anos |
| 03 | 18 a 24 anos |
| 04 | 25 a 29 anos |
| 05 | 30 a 39 anos |
| 06 | 40 a 49 anos |
| 07 | 50 a 64 anos |
| 08 | 65 anos ou mais |
| FAIXA DE ESCOLARIDADE | |
| 01 | Analfabeto |
| 02 | Até 5º incompleto |
| 03 | 5º. completo Fundamental |
| 04 | 6º a 9º. Fundamental |
| 05 | Fundamental completo |
| 06 | Médio incompleto |
| 07 | Médio completo |
| 08 | Superior incompleto |
| 09 | Superior completo |
| 10 | Mestrado |
| 11 | Doutorado |
| FAIXA REMUNERAÇÃO MÉDIA | |
| 01 | Até 0,50 salários-mínimos |
| 02 | 0,51 a 1,00 salários-mínimos |
| 03 | 1,01 a 1,50 salários-mínimos |
| 04 | 1,51 a 2,00 salários-mínimos |
| 05 | 2,01 a 3,00 salários-mínimos |
| 06 | 3,01 a 4,00 salários-mínimos |
| 07 | 4,01 a 5,00 salários-mínimos |
| 08 | 5,01 a 7,00 salários-mínimos |
| 09 | 7,01 a 10,00 salários-mínimos |
| 10 | 10,01 a 15,00 salários-mínimos |
| 11 | 15,01 a 20,00 salários-mínimos |
| 12 | Mais de 20,00 salários-mínimos |
| 13 | {ñ class} |

| FAIXA HORA CONTRATUAL | |
|----------------------------------|----------------------------|
| 01 | Até 12 horas |
| 02 | 13 a 15 horas |
| 03 | 16 a 20 horas |
| 04 | 21 a 30 horas |
| 05 | 31 a 40 horas |
| 06 | 41 a 44 horas |
| FAIXA DE TEMPO NO EMPREGO | |
| 01 | Até 2,9 meses |
| 02 | 3,0 a 5,9 meses |
| 03 | 6,0 a 11,9 meses |
| 04 | 12,0 a 23,9 meses |
| 05 | 24,0 a 35,9 meses |
| 06 | 36,00 a 59,9 meses |
| 07 | 60,0 a 119,9 meses |
| 08 | 120 meses ou mais |
| 09 | {ñ class} |
| FAIXA TAMANHO DO ESTABELECIMENTO | |
| 01 | 0 funcionários |
| 02 | De 1 a 4 funcionários |
| 03 | De 5 a 9 funcionários |
| 04 | De 10 a 19 funcionários |
| 05 | De 20 a 49 funcionários |
| 06 | De 60 a 99 funcionários |
| 07 | De 100 a 249 funcionários |
| 08 | De 250 a 4999 funcionários |
| 09 | De 500 a 999 funcionários |
| 10 | 1000 ou mais |

Fonte: elaboração própria a partir da Rais (2020).

As Tabelas 6 e 7 trazem informações relevantes sobre dois prismas: emprego e competitividade industrial. A primeira delas, sob a ótica quantidade de vínculos e horas trabalhadas. A questão central é ter um panorama entre a relação de horas trabalhadas no setor desonerado ou não em relação à quantidade de vínculos com e sem o programa.

A comparação das subclasses CNAE, considerando a relação dos setores desonerados e não, e Simples e não, é apresentada na Tabela 8. Com três recortes temporais 2009/2011; 2012/2015 e 2015/2018, a média do número tanto de horas trabalhadas quanto de vínculos é maior nas subclasses que não são Simples ao longo dos três recortes temporais. Ponto importante é, considerando as subclasses desoneradas, o recorte 2015/2018, em que a média das horas trabalhadas e dos vínculos foi maior em relação aos outros recortes temporais. Esse é um fato importante, pois retrata que, principalmente nos setores não Simples, o emprego cresceu menos do que nos setores Simples, enfatizando, ao menos na questão do emprego, que é um importante indicador de crescimento econômico, e que os setores econômicos não estão conseguindo aumentar sua massa de trabalho na mesma proporção do que os classificados como Simples. Por fim, como constatado no mundo real e também nos dados, as subclasses que são desoneradas e Simples apresentam em média maiores horas trabalhadas e quantidade de vínculos empregatícios do que os setores não desonerados e Simples. Já as subclasses não desoneradas e não Simples são as que têm, em média, mais horas trabalhadas e mais vínculos do que o outro grupo de comparação.

Tabela 8 – Comparação de subclasses desonerados X Simples (valores

| Subclasses desoneradas | Simples | Estatísticas descritivas | Recorte temporal | | |
|------------------------|---------|--------------------------|------------------|-----------|-----------|
| | | | 2009/2011 | 2012/2015 | 2015/2018 |
| 1 | 1 | Horas Trabalhadas | 22813.03 | 23534.3 | 27296.22 |
| | | Quant. Vínculos | 523.8025 | 541.2443 | 629.4379 |
| | 0 | Horas Trabalhadas | 50445.41 | 51087.21 | 56944.3 |
| | | Quant. Vínculos | 1165.322 | 1183.694 | 1325.291 |
| 0 | 1 | Horas Trabalhadas | 15952.94 | 17998.51 | 23294.88 |
| | | Quant. Vínculos | 375.7932 | 427.0656 | 557.3027 |
| | 0 | Horas Trabalhadas | 66174.98 | 69382.21 | 85194.36 |
| | | Quant. Vínculos | 1691.023 | 1774.484 | 2183.601 |

Fonte: elaboração própria a partir da Rais (2020).

Nota: subclasses CNAE 2.0: valor 1 – Desonerados; 0 – Não desonerados. Simples Nacional (valor = 1); não Simples Nacional (valor = 0).

A Tabela 9, a seguir, demonstra um importante teste para comparar os dois grupos, setores desonerados e não desonerados, em relação aos **outcomes** de interesse, emprego e competitividade industrial. Como já argumentado, optamos por duas mensurações para cada variável: i) emprego – horas trabalhadas e quantidade de vínculos empregatício; e ii) competitividade industrial – custo unitário do trabalho considerando a massa salarial ($COMP_{MS}$) e custo unitário do trabalho considerando as horas trabalhadas ($COMP_{HT}$). O extrato crucial desses resultados é que existem, com significância estatística, dois grupos distintos (desonerados e não desonerados) que podem ser comparados entre si sem viés de inferência estatística.

Tabela 9 – Teste de diferença de médias

| Variáveis | Grupo (0) | | Grupo (1) | | Dif.Médias | P-valor |
|-------------------|-----------|---------|-----------|--------|------------|----------|
| | Média | D.P. | Média | D.P. | | |
| Horas trabalhadas | 49185.58 | 1129.14 | 39588.39 | 452.06 | 9597.19 | 0.0000* |
| Quant. vínculos | 1241.8 | 31.077 | 915.65 | 10.42 | 326.201 | 0.0000* |
| $COMP_{MS}$ | 1.458 | 0.716 | 1.743 | 0.764 | -0.284 | 0.0053* |
| $COMP_{HT}$ | 0.949 | 0.234 | 1.024 | 0.173 | -0.075 | 0.0165** |

Fonte: elaboração própria.

Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1. diff = média(0) - média(1). Grupo (0) Não desonerados e Grupo (1) Desonerados

4.2 Resultados gerais

A Tabela 10 apresenta o teste de pareamento entre as variáveis para a construção do grupo de covariáveis. Consideraram-se todas as variáveis da amostra para o período de 2009 a 2018. A escolha do modelo para pareamento foi o *logit*, mais recomendado na literatura. Esse método utiliza o escore de propensão para parear as unidades de controle com unidades de tratamento. O valor $p > |z|$ enfatiza o nível de significância entre o pareamento das variáveis.

Tabela 10 – Teste de pareamento (logit)

| Variáveis | Coef | Std error | Z | p> z |
|-----------------|-------|-----------|--------|---------|
| sexo | 0.712 | 0.008 | 85.52 | 0.000* |
| faixaetaria 1 | -0.09 | 0.020 | -4.49 | 0.000* |
| faixaetaria 2 | 0.385 | 0.017 | 21.55 | 0.000* |
| faixaetaria 3 | 0.385 | 0.026 | 14.43 | 0.000* |
| faixaetaria 4 | -0.14 | 0.032 | -4.40 | 0.000* |
| faixaetaria 5 | -0.25 | 0.034 | -7.35 | 0.000* |
| faixaetaria 6 | -0.27 | 0.033 | -8.43 | 0.000* |
| faixaetaria 7 | -0.13 | 0.030 | -4.56 | 0.000* |
| faixaetaria 8 | -0.21 | 0.024 | -8.88 | 0.000* |
| faixaremuns 1 | -0.03 | 0.017 | -2.33 | 0.020** |
| faixaremuns 2 | -0.03 | 0.017 | -1.89 | 0.058** |
| faixaremuns 3 | -0.14 | 0.021 | -6.73 | 0.000* |
| faixaremuns 4 | -0.18 | 0.024 | -7.56 | 0.000* |
| faixaremuns 5 | 0.121 | 0.025 | 4.77 | 0.000* |
| faixaremuns 6 | 0.227 | 0.028 | 8.13 | 0.000* |
| faixaremuns 7 | 0.115 | 0.031 | 3.65 | 0.000* |
| faixaremuns 8 | 0.111 | 0.034 | 3.26 | 0.001* |
| faixaremuns 9 | -0.12 | 0.035 | -3.59 | 0.000* |
| faixaremuns 10 | 0.021 | 0.037 | 0.57 | 0.565 |
| faixaremuns 11 | -0.20 | 0.036 | -5.61 | 0.000* |
| faixaremuns 12 | -0.10 | 0.032 | -3.13 | 0.002* |
| faixaremuns 13 | 0.299 | 0.020 | 14.47 | 0.000* |
| escolaridade 1 | 0.189 | 0.016 | 11.22 | 0.000* |
| escolaridade 2 | -0.32 | 0.032 | -10.10 | 0.000* |
| escolaridade 3 | 0.168 | 0.021 | 7.92 | 0.000* |
| escolaridade 4 | 0.280 | 0.022 | 12.54 | 0.000* |
| escolaridade 5 | 0.189 | 0.023 | 8.20 | 0.000* |
| escolaridade 6 | 0.310 | 0.022 | 13.60 | 0.000* |
| escolaridade 7 | 0.338 | 0.027 | 12.31 | 0.000* |
| escolaridade 8 | -0.49 | 0.020 | -24.40 | 0.000* |
| escolaridade 9 | -0.27 | 0.028 | -9.68 | 0.000* |
| escolaridade 10 | -0.17 | 0.028 | -6.22 | 0.000* |
| escolaridade 11 | -0.22 | 0.028 | -7.96 | 0.000* |
| admissao jan | 0.072 | 0.023 | 3.13 | 0.002* |

| | | | | |
|---------------------------|--------|-------|---------|---------|
| admissao fev | -0.00 | 0.024 | -0.04 | 0.966 |
| admissao mar | -0.05 | 0.024 | -2.11 | 0.035** |
| admissao abr | 0.030 | 0.024 | 1.25 | 0.210 |
| admissao mai | -0.02 | 0.024 | -0.87 | 0.382 |
| admissao jun | 0.017 | 0.024 | 0.73 | 0.465 |
| admissao jul | 0.091 | 0.025 | 3.64 | 0.000* |
| admissao ago | 0.035 | 0.026 | 1.35 | 0.177 |
| admissao set | 0.030 | 0.026 | 1.16 | 0.246 |
| admissao out | 0.070 | 0.025 | 2.72 | 0.007* |
| admissao nov | 0.118 | 0.026 | 4.48 | 0.000* |
| admissao dez | 0.001 | 0.023 | 0.08 | 0.938 |
| faixahoracontrat 1 | -0.39 | 0.025 | -15.71 | 0.000* |
| faixahoracontrat 2 | -0.13 | 0.022 | -6.17 | 0.000* |
| faixahoracontrat 3 | -0.14 | 0.025 | -5.70 | 0.000* |
| faixahoracontrat 4 | -0.08 | 0.026 | -3.18 | 0.001* |
| faixahoracontrat 5 | -0.68 | 0.024 | -27.61 | 0.000* |
| faixahoracontrat 6 | 0.130 | 0.029 | 4.45 | 0.000* |
| faixatempoemprego 1 | -0.09 | 0.034 | -2.75 | 0.006* |
| faixatempoemprego 2 | -0.11 | 0.035 | -3.13 | 0.002* |
| faixatempoemprego 3 | -0.25 | 0.035 | -7.16 | 0.000* |
| faixatempoemprego 4 | -0.21 | 0.029 | -7.06 | 0.000* |
| faixatempoemprego 5 | -0.08 | 0.028 | -2.91 | 0.004* |
| faixatempoemprego 6 | 0.115 | 0.028 | 4.11 | 0.000* |
| faixatempoemprego 7 | 0.114 | 0.026 | 4.35 | 0.000* |
| faixatempoemprego 8 | 0.280 | 0.025 | 11.00 | 0.000* |
| faixatempoemprego 9 | -0.06 | 0.016 | -4.19 | 0.000* |
| tamanhoestabelecimento 2 | -0.39 | 0.018 | -20.87 | 0.000* |
| tamanhoestabelecimento 3 | 0.061 | 0.021 | 2.93 | 0.003* |
| tamanhoestabelecimento 4 | 0.166 | 0.018 | 8.98 | 0.000* |
| tamanhoestabelecimento 5 | 0.006 | 0.016 | 0.40 | 0.689 |
| tamanhoestabelecimento 6 | -0.05 | 0.013 | -3.63 | 0.000* |
| tamanhoestabelecimento 7 | 0.081 | 0.012 | 6.26 | 0.000* |
| tamanhoestabelecimento 8 | 0.186 | 0.017 | 10.58 | 0.000* |
| tamanhoestabelecimento 9 | 0.163 | 0.022 | 7.17 | 0.000* |
| tamanhoestabelecimento 10 | 0.214 | 0.028 | 7.55 | 0.000* |
| constante | -1.041 | 0.007 | -136.76 | 0.000* |

Fonte: elaboração própria.
 Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1.

Em resumo, como constatado na Tabela 10, a maioria das variáveis elencadas foram estatisticamente significantes para a construção do escore de propensão para o pareamento. Esse é um teste importante para dar robustez às análises, uma vez que, quanto mais variáveis disponíveis contrafactuais relevantes, melhores serão as inferências (Apêndice apresenta de forma gráfica esses resultados).

A Tabela 11 traz os resultados das técnicas de pareamento descritas na metodologia. O importante dessa tabela é que a técnica *Kernel matching* e *Neighbors matching* foram significantes para a construção do pareamento das variáveis de controle. Como utilizado na vasta literatura internacional, a técnica *Kernel* mostrou-se eficiente e consistente para os resultados de vários trabalhos. Assim, devido à significância estatística (12.86 – Tabela 11) acrescentada à ampla utilização na literatura desse método, os resultados do estimador diferença em diferença com o escore de propensão (DID-PSM) será a partir da técnica de pareamento *Kernel matching*.

Tabela 11 – Resultados para as técnicas de pareamento (emprego)

| Sample | Treated | Controls | Difference | T-stat |
|------------------------------|---------|----------|------------|---------|
| Neighbors matching | | | | |
| Unmatched | 0.0136 | 0.1169 | 0.0206 | 19.33* |
| ATT | 0.5163 | 0.5356 | -0.0192 | -2.17** |
| Neighbors matching (caliper) | | | | |
| Unmatched | 0.0136 | 0.1169 | 0.0206 | 19.33* |
| ATT | 0.1368 | 0.1315 | 0.0053 | 0.030 |
| Kernel matching | | | | |
| Unmatched | 0.0136 | 0.1169 | 0.0206 | 19.33* |
| ATT | 0.1368 | 0.1223 | 0.0145 | 12.86* |
| Mahalanobis matching | | | | |
| Unmatched | 0.0136 | 0.1169 | 0.0206 | 19.33* |
| ATT | 0.1368 | 0.1401 | -0.0032 | -0.15 |

Fonte: elaboração própria.
Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1.

A principal constatação é que apenas o estimador de diferenças em diferenças com o pareamento por escore de propensão foi estatisticamente significativo, deixando para trás qualquer dúvida quanto à eficiência do estimador. Muitos trabalhos que utilizaram outras técnicas também encontraram resultados negativos e alguns deles não significativos (GARCIA; SACHIDA; CARVALHO, 2018).

Comparando os anos de 2009 a 2011 (média entre os anos – valor base) com 2012, o efeito médio da desoneração da folha de pagamentos sobre a quantidade de horas foi de 2,44 p.p., isto é, a política tributária adotada no ano de 2012, em comparação com os anos anteriores, aumentou a quantidade de horas, assim como o número de vínculos (em média 1,12 p.p.) em relação ao grupo dos setores não desonerados.

As tabelas 13, 14 e 15 também apresentam os efeitos da desoneração da folha de pagamentos sobre a competitividade. Como explicado na seção anterior, temos duas formas de mensurar a competitividade industrial: $COMP_{MS}$ e $COMP_{HT}$. Nessa comparação intertemporal (2009 a 2011 com 2012) apenas o estimador por mínimos quadrados (OLS) foi significativo. Assim, em média, a desoneração da folha reduz a competitividade, uma vez que, quanto maior o indicador de competitividade industrial, menos competitiva tornou-se a indústria.

Tabela 13 – Resultados da estimação com os modelos: OLS, DID, DID-PSM e DDD (2009/2011 com 2012)

| Variáveis | OLS | DID | DID-PSM | DDD |
|------------------------|--------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|
| Emprego | | | | |
| Horas trabalhadas | -0.000645 (0.000416) | -0.00179 (0.00550) | 0.0244*** (0.00495) | -0.00929 (0.0109) |
| Quant. vínculos | -0.0000690 (0.000409) | -0.00155 (0.00543) | 0.0112** (0.00491) | -0.00705 (0.0108) |
| Competitividade | | | | |
| $COMP_{MS}$ | 0.7362** (0.3432) | 0.299 (0.222) | 0.271 (0.185) | 0.412 (0.544) |
| $COMP_{HT}$ | 0.907* (.12765) | 0.074 (0.196) | 0.254 (0.162) | 0.127 (0.474) |

Fonte: elaboração própria.
Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1. Erro padrão entre parênteses.

Os resultados dos estimadores OLS, DID, DID-PSM e DDD, do *cutoff* entre 2009 a 2011 e 2013 s o apresentados na Tabela 14. Podemos observar que, considerando a estima o de m nimos quadrados ordin rios (segunda coluna – Tabela 14), houve um resultado negativo da influ ncia da desonera o da folha sobre as horas trabalhadas, sendo a magnitude de -0,0007; apesar de pequeno, houve uma indica o do sinal negativo. Outro ponto, considerando o DID-PSM (quarta coluna – Tabela 14),   que temos um estimador estatisticamente significativo (p-valor – 0.014), enfatizando que, com o recorte temporal, a desonera o da folha de s lrios impacta positivamente no emprego, em m dia de 1,2 p.p. nas horas trabalhadas e 1,4 p.p. no n mero de v nculos empregat cios.

Tabela 14 – Resultados da estima o com os modelos: OLS, DID, DID-PSM e DDD (2009 a 2011 com 2013)

| Vari veis | OLS | DID | DID-PSM | DDD |
|--------------------|----------------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| Emprego | | | | |
| Horas trabalhadas | -0.0007891** (.0003748) | -0.002 (0.004) | 0.012** (0.005) | -0.004 (0.007) |
| Quant. v nculos | -0.0001561 (.0004108) | -0.002 (0.004) | 0.014*** (0.005) | -0.004 (0.007) |
| Competitividade | 0.5380*** (.3223) | -0.006 (0.225) | 0.253 (0.313) | 0.612 (0.596) |
| COMP _{MS} | 0.7594* (.1795) | -0.021 (0.184) | 0.135 (0.366) | 0.027 (0.538) |
| COMP _{HT} | | | | |

Fonte: elabora o pr pria.
Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1.

Por fim, continuando nessa mesma an lise, a Tabela 15 traz a compara o entre o per odo de 2009 a 2011 com o ano de 2015. Os resultados n o apresentaram signific ncia estat stica nos estimadores, apenas o m todo dos m nimos quadrados ordin rios (OLS) para o indicador de competitividade utilizando a massa salarial (COMP_{MS}).

Tabela 15 – Resultados da estimação com os modelos: OLS, DID, DID-PSM e DDD (2009 a 2011 com 2015)

| Variáveis | OLS | DID | DID-PSM | DDD |
|--------------------------|-----------|---------|---------|---------|
| Emprego | | | | |
| Horas trabalhadas | 0.0001487 | -0.006 | 0.006 | -0.003 |
| | (.00040) | (0.004) | (0.005) | (0.007) |
| Quant. vínculos | -0.00054 | -0.006 | 0.005 | -0.006 |
| Competitividade | (.00041) | (0.004) | (0.005) | (0.007) |
| COMP_{MS} | 0.7999* | 0.068 | 0.024 | -0.239 |
| | (.321) | (0.219) | (0.272) | (0.543) |
| COMP_{HT} | 0.552 | -0.293 | 0.125 | 0.253 |
| | (.1462) | (0.215) | (0.380) | (0.549) |

Fonte: elaboração própria.
Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1.

A Tabela 16 demonstra a comparação entre os dois estimadores propostos: diferenças em diferenças com pareamento por escore de propensão (DID-PSM) e triplas diferenças (DDD). Uma vez que, desde a entrada da lei que trata da desoneração da folha de pagamentos, alguns setores foram contemplados e outros saíram, essa evolução temporal considerando essa característica foi contemplada nesses resultados. A inovação desse resultado é a análise da evolução do programa ao longo dos anos.

A primeira constatação foi que o estimador de triplas diferenças não apresentou significância estatística em toda a análise temporal. Uma das justificativas dessa não significância pode estar relacionada à questão do enquadramento da terceira diferença, ou seja, como existe a opção de enquadramento no sistema tributário Simples, isso não reflete diferenças substanciais, em termos estatísticos, como método de comparabilidade na inferência. Ou seja, o emprego (horas trabalhadas e vínculos) das subclasses que se enquadram no Simples e são desoneradas não é muito diferente das subclasses Simples e não desoneradas. Isso reflete diretamente no estimador da terceira diferença, não apresentando significância estatística.

Por outro lado, verifica-se que o efeito médio da desoneração da folha de salários surtiu efeitos maiores no início do programa do que nos anos finais, considerando as horas trabalhadas: 1,8 p.p. (2012); 1,8 p.p. (2013); 1,6 p.p. (2014); 1,5 p.p. (2015); 0,6 p.p. (2017) e 0,6 p.p. (2018). Essa constatação também foi verificada na quantidade de vínculos ativos. Assim, pode-se dizer que houve efeitos positivos da desoneração da folha de salários sobre a geração de novos empregos e também no aumento das horas trabalhadas. Esse efeito não é homogêneo, mas gradual ao longo dos anos.

Já em relação à competitividade, de acordo com o banco de dados disponibilizado no sítio da Confederação Nacional da Indústria (CNI, 2020), houve um aumento da competitividade industrial, considerando o indicador horas trabalhadas, no *cutoff* 2015 (-36,7 p.p.) e 2016 (-45,2 p.p.). Nota-se que nesses anos houve uma mudança substancial na lei da desoneração da folha de salários (Tabela 3 – Lei nº 13.161/2015), em que a desoneração passa a ser facultativa. Isso é um argumento válido para que nesses dois anos, de forma específica, o modelo proposto conseguisse capturar essa mudança e apresentar efeitos consideráveis do programa fiscal sobre a competitividade industrial.

Tabela 16 – Resultados dos estimadores de diferenças em diferenças com propensity score matching X triplas diferenças (2009-2018)

| Variáveis | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD |
|--------------------|----------|--------|----------|--------|----------|--------|----------|--------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Emprego | <2012 | | <2013 | | <2014 | | <2015 | | <2016 | | <2017 | | <2018 | |
| Horas trabalhadas | 0.018*** | -0.002 | 0.018*** | -0.004 | 0.016*** | -0.002 | 0.015*** | -0.002 | 0.005 | 0.001 | 0.006* | -0.002 | 0.006* | -0.002 |
| Quant. vínculos | 0.015*** | -0.003 | 0.014*** | -0.004 | 0.009*** | -0.004 | 0.008** | -0.003 | 0.007** | 0.002 | 0.006* | -0.001 | 0.006* | -0.001 |
| Competitividade | | | | | | | | | | | | | | |
| COMP _{MS} | 0.127 | 0.412 | 0.031 | 0.493 | -0.021 | -0.109 | 0.033 | -0.440 | 0.071 | -0.282 | 0.052 | 0.255 | 0.028 | 0.147 |
| COMP _{HT} | 0.025 | 0.127 | -0.047 | -0.003 | 0.080 | 0.196 | -0.367** | 0.190 | -0.452** | 0.045 | -0.272 | -0.542 | -0.099 | -0.300 |

Fonte: elaboração própria.
 Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1.

4.3 Resultados por estado

Considerando a análise por unidade da Federação, a Tabela 17 apresenta a média do número de vínculos empregatícios das subclasses que são e não são desoneradas e aquelas que são e não são optantes pelo sistema Simples. Esse panorama é importante para ter uma ideia, dentro de cada região, de como é a média do número de vínculos de trabalho dentro dos grupos selecionados. O destaque está em São Paulo, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Paraná. Para o Estado de São Paulo, o grupo não desonerado e não Simples também é destaque na geração de empregos. Em média, o grupo de subclasses não Simples apresenta, no período analisado, mais vínculos empregatícios do que o grupo Simples. Por outro lado, o grupo de subclasses desoneradas, em média, apresenta menos vínculos empregatícios do que os não desonerados.

Tabela 17 – Emprego por segregação desonerado x não desonerado (Simples e não Simples, 2009/2018)

| Estado | Desonerado | | Não desonerado | |
|--------|------------|-------------|----------------|-------------|
| | Simples | Não Simples | Simples | Não Simples |
| AC | 55.24 | 137.850 | 46.643 | 296.06 |
| AL | 137.14 | 267.86 | 128.64 | 711.63 |
| AM | 123.61 | 541.52 | 112.06 | 735.66 |
| AP | 67.52 | 119.76 | 46.379 | 309.83 |
| BA | 541.67 | 1006.29 | 440.62 | 1959.10 |
| CE | 390.99 | 821.13 | 304.52 | 1366.57 |
| DF | 222.16 | 482.61 | 249.35 | 1621.63 |
| ES | 332.94 | 551.36 | 232.61 | 834.89 |
| GO | 418.57 | 760.80 | 328.40 | 1282.14 |
| MA | 208.36 | 443.70 | 220.54 | 812.64 |
| MG | 1218.96 | 2319.91 | 913.52 | 3510.43 |
| MS | 176.57 | 485.13 | 151.89 | 620.11 |
| MT | 229.97 | 542.27 | 208.08 | 710.77 |
| PA | 244.04 | 628.47 | 197.62 | 1176.86 |
| PB | 158.16 | 369.17 | 128.46 | 852.46 |
| PE | 372.93 | 773.42 | 309.26 | 1595.123 |
| PI | 133.14 | 249.48 | 114.31 | 643.21 |
| PR | 901.18 | 1459.018 | 662.86 | 2199.52 |

Tabela 18 – Teste de diferença de médias por UF (emprego)

| Variáveis | Grupo (0) | | Grupo (1) | | Dif.Médias | P-valor |
|-----------|-----------|----------|-----------|----------|------------|-----------|
| | Média | D.P. | Média | D.P. | | |
| AC | 182.5648 | 2146.403 | 93.44752 | 303.2182 | 89.11731 | 0.0327** |
| AL | 452.1745 | 5557.624 | 201.1927 | 904.5744 | 250.9817 | 0.0024* |
| AM | 467.5884 | 5718.098 | 363.4708 | 1183.24 | 104.1176 | 0.2067 |
| AP | 187.0214 | 2265.418 | 92.0454 | 260.8382 | 94.97596 | 0.0435** |
| BA | 1245.635 | 15132.7 | 775.3863 | 2856.876 | 470.2487 | 0.0080* |
| CE | 841.345 | 10299.01 | 598.2275 | 2208.471 | 243.118 | 0.0541*** |
| DF | 1013.406 | 9403.467 | 351.1259 | 1391.643 | 662.2806 | 0.0000* |
| GO | 834.6531 | 7716.684 | 586.7074 | 1993.75 | 247.945 | 0.0085* |
| MA | 529.809 | 7140.137 | 318.5625 | 1217.298 | 211.246 | 0.0385** |
| MG | 2289.952 | 22021.71 | 1775.518 | 5669.88 | 514.4332 | 0.0351** |
| MS | 409.168 | 3721.725 | 335.781 | 1686.898 | 73.386 | 0.1670 |
| MT | 481.8114 | 4177.676 | 384.2836 | 1813.262 | 97.5277 | 0.0913*** |
| PA | 730.301 | 10320.18 | 435.960 | 1698.335 | 294.341 | 0.0314** |
| PB | 513.253 | 8060.70 | 259.461 | 1120.344 | 253.791 | 0.0229** |
| PE | 1006.45 | 10406.23 | 574.148 | 2136.48 | 432.301 | 0.0006* |
| PI | 380.149 | 5100.09 | 186.7358 | 915.735 | 193.413 | 0.0094* |
| PR | 1481.981 | 12429.93 | 1180.803 | 3681.339 | 301.1778 | 0.0321** |
| RJ | 2388.16 | 19410.8 | 1367.24 | 4510.47 | 1020.915 | 0.0000* |
| RN | 434.174 | 5428.057 | 261.627 | 1076.438 | 172.547 | 0.0194** |
| RO | 272.725 | 3746.384 | 210.570 | 906.944 | 62.1550 | 0.2679 |
| RR | 156.976 | 1987.782 | 65.238 | 209.208 | 91.738 | 0.0366** |
| RS | 1386.776 | 10650.6 | 1264.433 | 3623.09 | 122.342 | 0.3153 |
| SC | 911.270 | 6664.302 | 979.599 | 3198.308 | -68.3291 | 0.3961 |
| SE | 334.437 | 3482.037 | 193.206 | 799.911 | 141.231 | 0.0064 |
| SP | 6311.02 | 43745.35 | 4572.15 | 12170.54 | 1738.866 | 0.0003* |
| TO | 249.009 | 3489.151 | 139.3953 | 583.340 | 109.614 | 0.0480** |

Fonte: elaboração própria.

Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1. diff = média(0) - média(1). Grupo (0) Não desonerados e Grupo (1) Desonerados

Por fim, a Tabela 19 apresenta o estimador de diferenças em diferenças em comparação com o triplas diferenças para três recortes temporais: coorte 2012, 2013 e 2015. Percebe-se que, ao trazer para a unidade amostral de cada estado, perde-se dimensionalidade no pareamento e poucos estados apresentaram significancia estatística na análise.

Tabela 19 – Resultados dos estimadores de diferenças em diferenças com propensity score matching X triplas diferenças por UF (emprego - vínculos)

| Estado | DID-PSM | DDD | DID-PSM | DDD | DID-PSM | DDD |
|--------|----------|--------|-----------|--------|-----------|--------|
| | <2012 | | <2013 | | <2015 | |
| AC | 0.001 | 0.005 | 0.004 | -0.005 | -0.043 | 0.013 |
| AL | -0.008 | -0.005 | 0.060 | -0.010 | 0.049 | 0.005 |
| AM | 0.055 | 0.007 | 0.080 | -0.007 | 0.025 | 0.004 |
| AP | 0.003 | -0.000 | 0.006 | -0.012 | 0.005 | -0.011 |
| BA | 0.052 | -0.006 | -0.035 | 0.005 | 0.077 | -0.020 |
| CE | 0.013 | 0.008 | -0.040 | -0.000 | -0.018 | -0.025 |
| DF | 0.015 | 0.011 | 0.023 | 0.016 | 0.010 | 0.023 |
| GO | 0.067 | 0.018 | 0.030 | 0.023 | 0.038 | 0.005 |
| MA | 0.050 | -0.005 | 0.048 | 0.002 | 0.042 | 0.020 |
| MG | 0.141*** | -0.016 | 0.091 | -0.022 | 0.092 | -0.019 |
| MS | -0.031 | -0.010 | 0.001 | 0.004 | 0.053 | 0.006 |
| MT | 0.025 | -0.002 | -0.045 | 0.013 | 0.027 | 0.019 |
| PA | 0.021 | -0.007 | 0.022 | -0.000 | 0.008 | -0.001 |
| PB | 0.110* | -0.005 | 0.021 | 0.006 | 0.029 | 0.014 |
| PE | 0.036 | 0.004 | -0.093** | -0.012 | -0.078 | -0.012 |
| PI | -0.029 | 0.004 | -0.009 | -0.006 | 0.028 | 0.014 |
| PR | 0.101* | -0.020 | -0.010 | -0.020 | 0.118** | -0.028 |
| RJ | 0.123* | -0.019 | 0.101* | -0.011 | 0.065 | -0.018 |
| RN | 0.033 | 0.001 | 0.041 | 0.003 | -0.217*** | 0.003 |
| RO | 0.046 | -0.006 | 0.044 | -0.005 | 0.038 | 0.007 |
| RR | 0.000 | 0.003 | -0.135*** | 0.008 | 0.002 | 0.002 |
| RS | -0.056 | -0.016 | 0.082 | -0.019 | 0.074 | -0.019 |
| SC | -0.076 | -0.028 | -0.058 | -0.008 | 0.106* | -0.012 |
| SE | -0.064 | 0.013 | 0.041 | -0.004 | -0.077** | 0.008 |
| SP | 0.162** | 0.019 | 0.156*** | -0.006 | 0.112* | -0.037 |
| TO | 0.006 | 0.013 | 0.016 | 0.003 | 0.008 | 0.012 |

Fonte: elaboração própria.

Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1. diff = média(0) - média(1). Grupo (a) Não desonerados e Grupo (1) Desonerados

Tabela 20 – Resultados do teste de falsificação – tamanho do estabelecimento (2009-2018)

| Variáveis | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|-----------|--------|-------|--------|
| Tamanho do est. | 1 a 4 | | 5 a 9 | | 10 a 19 | | 20 a 49 | | 50 a 99 | | 100 a 249 | | >500 | |
| Estimador | 0.000 | 0.006 | 0.002 | 0.005 | 0.002 | 0.005 | 0.002 | 0.012 | 0.001 | 0.006 | 0.004 | -0.005 | 0.001 | -0.004 |
| s.err | 0.003 | 0.007 | 0.003 | 0.007 | 0.004 | 0.007 | 0.004 | 0.007 | 0.004 | 0.007 | 0.004 | 0.007 | 0.002 | 0.004 |
| t p> t | 0.070 | 0.940 | 0.530 | 0.690 | 0.440 | 0.720 | 0.630 | 1.700 | 0.310 | 0.810 | 0.970 | -0.710 | 0.330 | -1.030 |
| | 0.941 | 0.347 | 0.597 | 0.488 | 0.663 | 0.473 | 0.526 | 0.089 | 0.756 | 0.417 | 0.332 | 0.480 | 0.739 | 0.302 |

Fonte: elaboração própria.

Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1.

Tabela 21 – Resultados do teste de falsificação – mês de admissão (2009-2018)

| Variáveis | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD |
|-----------------|---------|-------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|-------|-------|
| Tamanho do est. | jan-fev | | mar-abr | | mai-jun | | jul-ago | | set-out | | nov-dez | | dez | |
| Estimador | 0.002 | 0.003 | 0.006 | -0.000 | 0.007 | -0.002 | 0.008 | -0.005 | 0.005 | -0.000 | 0.002 | -0.000 | 0.001 | 0.004 |
| s.err | 0.004 | 0.007 | 0.003 | 0.007 | 0.004 | 0.007 | 0.004 | 0.007 | 0.004 | 0.007 | 0.004 | 0.007 | 0.004 | 0.007 |
| t p> t | 0.680 | 0.430 | 1.680 | -0.020 | 1.850 | -0.340 | 2.100 | -0.760 | 1.380 | -0.070 | 0.530 | -0.060 | 0.330 | 0.610 |
| | 0.494 | 0.665 | 0.092 | 0.987 | 0.065 | 0.734 | 0.035 | 0.447 | 0.168 | 0.948 | 0.593 | 0.950 | 0.742 | 0.545 |

Fonte: elaboração própria.

Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1.

A Tabela 22 traz os resultados do teste “placebo”, que consiste em randomizar as subclasses que são desoneradas. O intuito é verificar, caso fosse atribuída a não arbitrariedade, se os estimadores apresentam alguma significância estatística. Nesse caso, foram aleatorizadas três variáveis denominadas placebo 1, 2 e 3, em uma distribuição uniforme, que consiste em um placebo para os setores desonerados. Nesse caso, o teste apresentou a não significância estatística, o que contribui para a seletividade dos setores ser algo importante e, ainda mais, reforça que existem sim efeitos da desoneração da folha de salários sobre o emprego.

Tabela 22 – Resultados do teste placebo (2009-2018)

| Variáveis | DID | DDD | DID | DDD | DID | DDD |
|-----------------|-----------|-------|-----------|--------|-----------|-------|
| Tamanho do est. | placebo_1 | | placebo_2 | | placebo_3 | |
| Estimador | 0.004 | 0.001 | -0.005 | -0.005 | -0.002 | 0.003 |
| s.err | 0.003 | 0.007 | 0.003 | 0.007 | 0.003 | 0.007 |
| t | 1.350 | 0.120 | 1.500 | -0.700 | 0.740 | 0.400 |
| p> t | 0.176 | 0.908 | 0.134 | 0.482 | 0.458 | 0.690 |

Fonte: elaboração própria.
 Nota: * p<0.01, ** p<0.05, *** p<0.1.

A Tabela 23 destaca a análise de sensibilidade proposta por Ichino, Mealli e Nannicini (2008), que simula a possibilidade da presença de uma variável não observada que invalide a suposição de independência condicional, necessária para identificar a relação de causalidade. Duas considerações desses métodos: a primeira é que a calibragem de fatores não observador U é realizada através de uma cópia aparente de algumas variáveis de controle; a segunda diz respeito ao teste não comportar variáveis contínuas, pois, segundo Ichino, Mealli e Nannicini (2008), dessa forma não ocorre perda de generalidade. Assim, as variáveis contínuas foram transformadas em binárias, sendo que assumem valores 1 caso o valor da variável for superior à média do grupo e valor zero, caso contrário. Isso possibilita comparações robustas intra e intergrupos. Outra questão desse método foi a utilização do método vizinho mais próximo para o pareamento.

Tabela 23 – Análise de sensibilidade de Ichino, Mealli e Nannicini (2008), emprego, vínculos

| | p11 | p10 | p01 | p00 | Γ | Λ | ATT | SE |
|---------------------|------|------|------|------|----------|-----------|--------|-------|
| <i>No confunder</i> | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | - | - | 0.024 | 0.003 |
| Sexo | 0.77 | 0.84 | 0.63 | 0.70 | 0.727 | 2.209 | 0.029 | 0.003 |
| Idade | 0.95 | 0.04 | 0.89 | 0.03 | 286.478 | 1.399 | -0.010 | 0.004 |
| Remuneração | 0.80 | 0.02 | 0.75 | 0.01 | 275.443 | 1.385 | -0.004 | 0.004 |
| Tem. Emprego | 0.93 | 0.03 | 0.91 | 0.02 | 532.625 | 1.281 | -0.001 | 0.004 |
| Tam. Estab. | 0.69 | 0.07 | 0.73 | 0.05 | 46.490 | 1.196 | 0.011 | 0.004 |

Fonte: elaboração própria.

Nota: p11 ($U = 1|T=1$); p10 ($U=1|T=0$); p01 ($U=0|T=1$); p00 ($U=0|T=0$); U – variável binária não observada e T – tratamento. Γ – são razões de chances, para os não tratados, da variável de interesse (*outcome*) considerando o efeito de U e controlando as covariadas observadas (X); Λ – representa as razões de chances do tratamento (T), considerando o efeito de U e controlando as covariadas observadas (X); ATT – efeito médio do tratamento nos tratados através da incorporação de U como covariada; SE – erro padrão.

A ideia por trás do teste é verificar o efeito médio do tratamento nos tratados, ou seja, o efeito da desoneração da folha sobre o emprego naqueles que estão dentro do programa de subsídios da União, caso houvesse variáveis não observadas. Utilizando as variáveis sexo, idade, remuneração, tempo no emprego e tamanho do estabelecimento para simular o *confunder*, percebemos que os resultados foram estatisticamente significativos e que os efeitos da desoneração da folha sobre o emprego poderiam ser influenciados caso houvesse alguma variável omitida, em média de 0,02 p.p. (sexo), -0,01 p.p. (idade) e 0,01 p.p. (tamanho do estabelecimento). Tanto remuneração quanto tempo no emprego, mesmo que estatisticamente significativos, apresentam quase uma ausência de efeitos de variáveis omitidas, -0,004 p.p. (remuneração) e -0,001 p.p. (tempo no emprego). Esses resultados são influenciados pelo tamanho da amostra, um número grande de observações, variáveis de melhora do pareamento e também pelo estimador, o que permite que sejam consistentes e não viesados.

Por fim, o último teste proposto nesta pesquisa é o de Oster (2015), apresentados os resultados na Tabela 24. A ideia é que os movimentos no coeficiente de interesse, nesse caso a desoneração da folha de salários, carregam informação sobre o viés remanescente devido a variáveis não observadas, dada a inclusão ou não de controles devidos à preocupação com variáveis omitidas. Em outras palavras, o método segue a noção de que as variáveis não observáveis não devem ser mais importantes do que as observáveis na explicação dos efeitos da política de desoneração.

Os resultados do teste de Oster (2015) enfatizam que o R^2 máximo de um modelo com todas as variáveis, observadas e não observadas, não é conhecido, então deve-se atribuir valores ao mesmo. A literatura usualmente expõe os valores de 0,7; 0,8; 0,9; e o caso extremo de 1,0. Observa-se que os resultados para o emprego (horas trabalhadas e quantidade de vínculos) são robustos a este teste ($\delta > 1$), apenas da competitividade – horas trabalhadas não apresentarem essa robustez ($\delta < 1$). Um exemplo seria o caso do emprego (horas trabalhadas), onde $\delta = 19.549$, o que significa que os fatores não observáveis teriam que ser 19.549 mais fortes do que o efeito dos fatores observáveis para explicar os efeitos da desoneração da folha de salários sobre o emprego.

Tabela 24 – Teste de Oster (2015) para o efeito da desoneração da folha de salários

| Emprego – horas trabalhadas | | | | |
|-------------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Parâmetro | R_{max} | | | |
| | 0.7 | 0.8 | 0.9 | 1.0 |
| δ para $\beta = 0$ | 28.241 | 23.104 | 19.549 | 16.942 |
| Identificado ($\delta = 1$) | [0.02415; 0.02394] | [0.02415; 0.02394] | [0.02415; 0.02394] | [0.02415; 0.02394] |
| Emprego – vínculos | | | | |
| Parâmetro | R_{max} | | | |
| | 0.7 | 0.8 | 0.9 | 1.0 |
| δ para $\beta = 0$ | 55.250 | 45.110 | 38.115 | 32.998 |
| Identificado ($\delta = 1$) | [0.02061; 0.02062] | [0.02061; 0.02062] | [0.02061; 0.02062] | [0.02061; 0.02062] |
| Competitividade – massa salarial | | | | |
| Parâmetro | R_{max} | | | |
| | 0.7 | 0.8 | 0.9 | 1.0 |
| δ para $\beta = 0$ | 15.545 | 11.230 | 8.79 | 7.221 |
| Identificado ($\delta = 1$) | [0.21453; 0.22034] | [0.21453; 0.22034] | [0.21453; 0.22034] | [0.21453; 0.22034] |
| Competitividade – horas trabalhadas | | | | |
| Parâmetro | R_{max} | | | |
| | 0.7 | 0.8 | 0.9 | 1.0 |
| δ para $\beta = 0$ | 1.48194 | 1.09383 | 0.86682 | 0.71784 |
| Identificado ($\delta = 1$) | [0.12650; 0.06446] | [0.12650; 0.06446] | [0.12650; 0.06446] | [0.12650; 0.06446] |

Fonte: elaboração própria.

4.5 Resultados do indicador de eficiência da renúncia fiscal

A seguir serão apresentadas duas tabelas importantes. A primeira (Tabela 25) retrata o valor da renúncia, número de contribuintes e quantidade de vínculos ativos por mês de referência e ano. Na última coluna da Tabela 25, é apresentado o indicador de renúncia da política de desoneração da folha de salários (IRPDFS). Já a Tabela 26 remete a uma comparação com a massa salarial, com o intuito de verificar se o montante renunciado compensou em termos de volume de massa salarial dos setores desonerados.

Tabela 25 – Valor da renúncia fiscal, número de contribuintes, quantidade de vínculos e indicador de renúncia (IRPDFS)

| | 2012 | | | | 2013 | | | | 2014 | | | |
|-----|--------------|----------|------------|---------|--------------|----------|------------|---------|--------------|----------|------------|---------|
| | v. Re-núncia | n. Cont. | qtd. Vinc. | IRPD-FS | v. Re-núncia | n. Cont. | qtd. Vinc. | IRPD-FS | v. Re-núncia | n. Cont. | qtd. Vinc. | IRPD-FS |
| Jan | 87,797 | 8095 | 22,390 | 31,504 | 634,597 | 25980 | 24,480 | 1,485 | 1321,732 | 54187 | 22,630 | 0,316 |
| Fev | 111,060 | 9218 | 21,100 | 20,611 | 961,236 | 31100 | 21,560 | 0,721 | 1717,582 | 72294 | 24,090 | 0,194 |
| Mar | 103,435 | 10157 | 25,420 | 24,196 | 808,114 | 32068 | 24,770 | 0,956 | 1558,526 | 75732 | 22,460 | 0,190 |
| Abr | 81,676 | 10787 | 25,820 | 29,306 | 907,050 | 32907 | 27,560 | 0,923 | 1535,763 | 76749 | 25,640 | 0,218 |
| Mai | 187,660 | 13083 | 26,930 | 10,969 | 979,326 | 48538 | 27,270 | 0,574 | 1721,971 | 78387 | 26,660 | 0,198 |
| Jun | 182,708 | 13779 | 27,960 | 11,106 | 847,528 | 51120 | 28,490 | 0,658 | 1553,994 | 78767 | 25,570 | 0,209 |
| Jul | 209,685 | 14131 | 21,690 | 7,320 | 963,290 | 42911 | 21,110 | 0,511 | 1688,777 | 80429 | 24,530 | 0,181 |
| Ago | 214,960 | 14480 | 35,790 | 11,498 | 1005,961 | 43251 | 35,680 | 0,820 | 1776,468 | 82166 | 33,760 | 0,231 |
| Set | 482,482 | 24518 | 35,050 | 2,963 | 968,365 | 43123 | 37,240 | 0,892 | 1675,016 | 83932 | 35,740 | 0,254 |
| Out | 561,654 | 25730 | 41,020 | 2,838 | 984,475 | 43625 | 42,960 | 1,000 | 1644,619 | 84831 | 38,930 | 0,279 |
| Nov | 523,160 | 25943 | 43,530 | 3,207 | 1002,576 | 43300 | 43,880 | 1,011 | 1725,297 | 84985 | 41,360 | 0,282 |
| Dez | 531,015 | 25709 | 34,530 | 2,529 | 891,763 | 53373 | 33,750 | 0,709 | 1641,830 | 84283 | 30,770 | 0,222 |
| | 2015 | | | | 2016 | | | | 2017 | | | |
| | v. Re-núncia | n. Cont. | qtd. Vinc. | IRPD-FS | v. Re-núncia | n. Cont. | qtd. Vinc. | IRPD-FS | v. Re-núncia | n. Cont. | qtd. Vinc. | IRPD-FS |
| Jan | 2142,349 | 83576 | 20,580 | 0,115 | 1016,172 | 52904 | 16,950 | 0,315 | 1058,709 | 40419 | 18,310 | 0,428 |
| Fev | 2001,998 | 81750 | 20,070 | 0,123 | 1242,893 | 43548 | 16,260 | 0,300 | 1238,644 | 36650 | 16,310 | 0,359 |
| Mar | 2050,071 | 84061 | 22,550 | 0,131 | 1130,877 | 43528 | 18,340 | 0,373 | 1048,042 | 37322 | 17,870 | 0,457 |
| Abr | 1884,451 | 83434 | 21,900 | 0,139 | 1012,920 | 42592 | 18,370 | 0,426 | 972,605 | 36532 | 16,990 | 0,478 |

| | | | | | | | | | | | | |
|------------|----------|-------|--------|-------|----------|-------|--------|-------|----------|-------|--------|-------|
| Mai | 2002,539 | 83749 | 22,690 | 0,135 | 1057,468 | 42481 | 18,690 | 0,416 | 1093,710 | 36698 | 18,880 | 0,470 |
| Jun | 2018,109 | 83877 | 23,180 | 0,137 | 1028,102 | 42282 | 19,330 | 0,445 | 959,454 | 36329 | 19,510 | 0,560 |
| Jul | 1977,685 | 83990 | 29,820 | 0,180 | 967,520 | 42055 | 31,570 | 0,776 | 659,849 | 36103 | 31,710 | 1,331 |
| Ago | 2097,266 | 83743 | 25,360 | 0,144 | 1112,772 | 41945 | 23,160 | 0,496 | 892,429 | 30272 | 24,250 | 0,898 |
| Set | 2011,780 | 83581 | 25,830 | 0,154 | 1069,316 | 40922 | 22,190 | 0,507 | 890,104 | 34369 | 23,120 | 0,756 |
| Out | 1909,028 | 82812 | 28,330 | 0,179 | 1009,955 | 41430 | 24,090 | 0,576 | 887,662 | 34288 | 25,690 | 0,844 |
| Nov | 1783,092 | 82041 | 29,600 | 0,202 | 1070,134 | 40660 | 26,340 | 0,605 | 866,593 | 33769 | 27,730 | 0,948 |
| Dez | 904,794 | 76870 | 23,090 | 0,332 | 897,800 | 40116 | 21,760 | 0,604 | 824,061 | 33330 | 23,430 | 0,853 |

Fonte: elaboração própria a partir da Receita Federal (2018) e Rais (2020).

Nota: valor de renúncia em milhões, número de contribuintes em unidade e vínculos em mil.

O indicador de renúncia da política de desoneração da folha (IRPDFS) – Tabela 25 – tem como fonte de dados a estimativa de renúncia, elaborada pela Receita Federal (2018), com os dados referentes ao período de 2012 a 2018. Excetuando-se o ano de entrada, em que a renúncia foi relativamente baixa, o IRPDFS, de 2013 para 2014, apresentou uma queda considerável, em média de -0,729, o que significa que o montante renunciado não foi compensado pelo número de contratações. Em seguida, de 2014 para 2015, também houve nova queda, em média -0,289, também o valor renunciado não sendo compensado pelo número de novas contratações de trabalho. Já as variações entre 2015/2016 e 2016/2017 apresentaram aumento na média desse indicador, retratando que o montante renunciado foi compensado pelo número de novas contratações: valores médios, variação absoluta de 1,96 (2015/2016) e 0,435 (2016/2017).

A tabela 26, a seguir, demonstra a relação da massa salarial e o valor renúncia fiscal com a desoneração da folha de salários, e os dados foram convertidos em salários-mínimos de acordo com os decretos publicados¹. As equações para o cálculo do valor presente do benefício (VPTB) e valor presente do custo (VPTC) são as seguintes (MENEZES; PINTO, 2017):

.....

1

Janeiro 2012: Decreto nº 7.655, de 2011 valor de R\$ 622,00;
 Janeiro 2013: Decreto nº 7.872, de 2012 valor de R\$ 678,00;
 Janeiro 2014: Decreto nº 8.166, de 2013 valor de R\$ 724,00;
 Janeiro 2015: Decreto nº 8.381, de 2014 valor de R\$ 788,00;
 Janeiro 2016: Decreto nº 8.618, de 2015 valor de R\$ 880,00;
 Janeiro 2017: Decreto nº 8.948, de 2016 valor de R\$ 937,00;
 Janeiro 2018: Decreto nº 9.255, de 2017 valor de R\$ 954,00.

$$VPTB_{t_0} = VB_{t_0} + \sum_{j=1}^n \frac{VFB_{t_n}}{(1+i)^n} \tag{28}$$

$$VPTC_{t_0} = VC_{t_0} + \sum_{j=1}^n \frac{VFC_{t_n}}{(1+i)^n} \tag{29}$$

Onde o VFC_{t_n} e VFB_{t_n} são os valores dos fluxos dos custos (valores da renúncia fiscal em salários-mínimos) e os valores dos benefícios (valores da remuneração média em salários-mínimos) dos setores desonerados. Considerou-se a taxa de desconto intertemporal a taxa Selic de janeiro de cada ano. Por fim, a razão custo-benefício é calculada como: $VPTB_{t_0}/VPTC_{t_0}$.

A interpretação é simples: caso o indicador da razão custo-benefício for maior que 1, compensou o montante renunciado, ou seja, os benefícios com a renúncia superaram os custos gerados. Assim, exceto no ano de implementação da política fiscal, 2012, em que o montante renunciado foi baixo em detrimento da massa salarial, nos anos de 2013, 2016 e 2017, houve benefícios com a desoneração da folha maiores que os custos. Isto é, por exemplo, em 2013, para cada real gasto com o programa, o retorno para a sociedade foi de R\$1,56, assim como R\$1,67 e R\$1,89, para os anos de 2016 e 2017, respectivamente. Já nos anos de 2014 e 2015, houve uma perda de eficiência do programa de R\$ 0,95 e R\$0,84, respectivamente

Tabela 26 – Razão custo-benefício da desoneração da folha de salários (2012-2017)

| Ano | Taxa Selic | VPTB | VPTC | Razão custo-benefício |
|------|------------|-----------|-----------|-----------------------|
| 2012 | 10,5 | R\$ 13,90 | R\$ 2,35 | 5,909 |
| 2013 | 7,25 | R\$ 16,34 | R\$ 10,44 | 1,565 |
| 2014 | 10,0 | R\$ 14,56 | R\$ 15,30 | 0,951 |
| 2015 | 11,75 | R\$ 13,36 | R\$ 15,88 | 0,841 |
| 2016 | 14,25 | R\$ 11,61 | R\$ 6,94 | 1,672 |
| 2017 | 13,75 | R\$ 11,74 | R\$ 6,21 | 1,890 |

Fonte: elaboração própria a partir da Receita Federal (2018) e Rais (2020).

5.

Possíveis aplicações
do estudo para
a administração
pública federal





5. Possíveis aplicações do estudo para a administração pública federal

De posse dos resultados, com a validade dos testes de sensibilidade e eficiência dos estimadores, o efeito da desoneração da folha de salários sobre o emprego, em média, foi de 2,44 p.p. (horas trabalhadas) e 1,12 p.p. (vínculos). Isso significa que, ao longo dos anos, houve impactos positivos na geração de emprego. Ressalvando-se que, em alguns anos, houve efeitos maiores (2012 e 2013) e, em outros, menores (2017 e 2018).

Ao realizar o teste placebo, que considera a escolha de outros setores desonerados, percebeu-se que não houve significância estatística sobre os efeitos da política sobre o emprego. Isso sugere que a escolha arbitrária dos setores foi, até certa medida, correta. Com isso, temos um sinal claro de que, mesmo com a inclusão de novos setores (a partir de 2012), o novo caráter facultativo da desoneração (2015), a reoneração (2017), a exclusão de alguns setores (2018) e demais modificações na lei, houve um efeito médio positivo dessa política para o emprego. Mesmo que a magnitude tenha sido pequena (2,44 p.p. e 1,12 p.p.), os setores que foram contemplados pela política conseguiram atingir os objetivos da desoneração da folha.

Sobre a competitividade industrial, nos anos de 2015 e 2016, houve um impacto positivo da política de desoneração da folha de salários sobre competitividade da indústria brasileira. Porém, considerando toda a janela temporal, essa política não conseguiu aumentar a competitividade industrial de forma sustentada. Outros fatores em conjunto com a desoneração da folha poderiam melhorar esse indicador: i) taxa de câmbio mais favorável à indústria; ii) qualificação continuada da mão de obra; iii) importação de bens de capital em condições especiais; e iv) linhas de financiamentos de longo prazo mais pulverizadas ou específicas para os setores desonerados.

Já os indicadores de renúncia fiscal e razão custo-benefício apontam para a eficiência econômica da política de desoneração. De forma geral, em alguns anos, o montante renunciado não foi compensado pela geração de novos empregos (2014 e 2015) e, nos demais anos, houve essa compensação. Assim, de certa forma, o valor renunciado está retornando para a sociedade em termos de geração de emprego e renda.

Considerando a evolução temporal da lei, a política de desoneração da folha de salários conseguiu aumentar o emprego em trajetória decrescente. Já a competitividade industrial surtiu efeito positivo apenas em 2015 e 2016. Assim, dada essa constatação, recomenda-se rever essa política, uma vez que, se continuar essa trajetória decrescente, os efeitos para os anos seguintes a 2018 poderão ser ainda menores.

Finalmente, a sugestão para aplicação do estudo para a administração pública federal seria uma revisão da política de desoneração da folha, passando por dois eixos principais: 1) setores contemplados; e 2) alíquotas para a CPRB (Contribuição Provisória sobre a Receita Bruta). No primeiro item, é possível aumentar a quantidade de setores desonerados. O número exato para esse aumento não foi escopo dessa pesquisa, mas a indicação seria entre 17 e 34, algo como o dobro dos atuais contemplados. O argumento baseia-se na relação dos efeitos entre as horas contratadas e quantidade de vínculos. A razão entre eles foi de 2,17 e, aplicando essa razão ao número de setores, chegamos ao valor máximo de 34.

O segundo item está atrelado à pauta econômica sobre a reforma tributária, como, por exemplo, a criação de novos impostos (nova CPMF), redução de outros tributos e simplificações tributárias. Nessa esfera, a política de desoneração da folha de pagamentos entraria nesse pacote de reforma tributária com as respectivas alíquotas para os setores desonerados. Essa pesquisa não teve o intuito de simular mudanças nas alíquotas e seus efeitos futuros sobre a arrecadação tributária. Porém, estudos recentes (TINÉ; PAES; FREITAS, 2020) indicam que majorar a alíquota da CPRB entre 10-15% poderia reduzir o montante renunciado e continuar surtindo efeitos para a geração de emprego. Mas, para esse tema, exige-se mais investigação científica para respaldar a administração pública federal na condução dessa política pública.

6.

Considerações finais





6. Considerações finais

Neste quarto relatório, foi apresentada a revisão de literatura, a metodologia e os resultados da pesquisa, com a inclusão das recomendações dos pareceristas *ad hoc*, enfatizando a revisão de literatura internacional e nacional acerca de políticas de desoneração da folha de salários, além de explicitar os aspectos teóricos dessa política no Brasil, as desvantagens dos gastos tributários e as discussões sobre tributação no país e no mundo.

Percebe-se, durante o exposto neste relatório, que não há um consenso, nas pesquisas empíricas, sobre os impactos dessa política pública sobre o emprego e a competitividade. Com isso, torna-se de extrema importância investigar com profundidade esse tema de avaliação de subsídios da União, em especial a desoneração da folha de salários e as consequências sobre as variáveis macroeconômicas.

Outro aspecto que constatamos na revisão teórica foi a questão dos métodos de avaliação e a abordagem empírica. Os métodos podem ser resumidos em três: i) análise econômico-jurídica; ii) análise econométrica (*ex-post*); e iii) análise de equilíbrio geral (*ex-ante*). A abordagem empírica, nos modelos econométricos, teve uma evolução considerável e atualmente os dados amostrais da Rais são os mais utilizados, pela sua riqueza de variáveis e unidades amostrais. O método econométrico avançou desde regressão logística, dados em painel, diferença em diferença e triplas diferenças. Porém, ressaltamos que os trabalhos lidaram de forma limitada com os problemas de temporalidade, viés de seleção e endogeneidade. Assim, a revisão teórica apresentada torna-se de alta relevância para situar a pesquisa de avaliação da desoneração da folha de salários no cenário nacional e internacional, além de possibilitar a compreensão dos métodos de mensuração de impactos a fim de construir uma pesquisa robusta e com resultados consistentes.

Em seguida, foi elaborada a metodologia deste trabalho. Para isso, foram apresentadas as variáveis que compuseram o banco de dados, formado a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS, 2020), disponibilizada no site do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), bem como a partir da base de dados da Confederação Nacional da Indústria (CNI, 2020), para os anos de 2009 a 2018 em ambos os casos.

Além disso, a estratégia empírica aplicada para a avaliação dos efeitos da desoneração da folha de salários sobre o emprego e a competitividade foi composta com o detalhamento dos métodos *propensity score matching* (PSM), modelo de diferenças em diferenças (DID) com *propensity score matching* (PSM), modelo de triplas diferenças, testes de robustez e sensibilidade e indicador de eficiência da renúncia fiscal.

Os resultados da pesquisa envolvem a apresentação e comentários gerais sobre os valores estimados das metodologias propostas. Podemos dividir a análise desses resultados em duas partes: 1) resultado comparativo (Tabelas 13, 14 e 15) dos anos de 2009 a 2011 com os anos de 2012, 2013 e 2015, pois nesses recortes aconteceram as maiores modificações, inserindo-se e/ou retirando-se setores desonerados; 2) resultados da evolução temporal (Tabela 16), em que consideramos o efeito tendência dos estimadores.

De posse dos resultados, a principal constatação foi que o efeito da desoneração da folha de salários sobre o emprego, em média, foi de: 2,44 p.p. (horas trabalhadas) e 1,12 p.p. (vínculos) do grupo desonerado em relação ao grupo não desonerado, no ano de entrada da política fiscal. No ano seguinte, 2013, esse efeito atingiu, em média, 1,2 p.p. (horas trabalhadas) e 1,4 p.p. (vínculos). Já em comparação com 2015, não houve significância estatística para os estimadores. Em relação à competitividade, apenas o estimador de mínimos quadrados ordinários (*pooled panel*) foi significativo para esses recortes temporais, sendo que para todos eles a política de desoneração da folha de salários reduziu a competitividade industrial. Considerando que parte da competitividade é a questão dos custos (massa salarial, por exemplo), e essa aumentou mais do que a produção/produtividade do trabalho, os efeitos da política fiscal sobre esse indicador foram positivos, enfatizando que a indústria perdeu competitividade, uma vez que, quanto maior esse indicador, menor é a competitividade industrial.

Em outro resultado que leva em consideração a tendência temporal, percebe-se que os efeitos da política de desoneração da folha de salários iniciaram-se com efeitos médios sobre o emprego, em média 1,8 p.p. (horas trabalhadas) e 1,5 p.p. (vínculos), e, no decorrer da implementação da política, esse efeito foi caindo, atingindo 0,6 p.p. em 2018. Isso demonstra que a política surtiu seus efeitos logo no início da implementação e que depois, pelo simples fato de acomodação da política pública, mudanças em alíquotas e setores atingidos, esse efeito foi se dissipando com o tempo. Cabe lembrar que o país enfrentou uma severa crise econômica entre os anos de 2014 e 2016, o que se reflete diretamente no emprego e competitividade.

Já na competitividade industrial, apenas na janela entre 2015 e 2016, o estimador mostrou-se significativo e a política de desoneração da folha de salários surtiu efeitos para aumentar a competitividade da indústria brasileira: -36,7 p.p. (2015) e -45,2 p.p. (2016). Essa janela temporal foi o auge da crise econômica brasileira, em que houve queda do emprego. E, como essa variável faz parte do componente da construção do indicador, os setores industriais que estavam no grupo em que existe a política de desoneração da folha conseguiram ganhar competitividade em relação ao grupo não desonerado.

Nos anos iniciais, o programa teve efeito significativo e positivo em alguns estados (MG, PB, PR, RJ, SP). Porém, nos anos seguintes, conforme a continuidade da desoneração da folha, houve efeitos negativos, como, por exemplo, no Rio Grande do Norte (-21,7 p.p.), em Pernambuco (-9,3 p.p.) e em Roraima (-13,5 p.p.). Os testes de robustez, falsificação e “placebo”, foram não significativos, como demonstra a eficiência dos estimadores de diferença em diferenças com pareamento por escore de propensão. Os dois testes de sensibilidade também apresentaram respostas sobre as não observáveis, indicando que as não observáveis podem afetar o efeito da desoneração da folha de salários sobre o emprego, porém em uma magnitude, a depender do *confunder* de análise, entre -0,004 p.p. até 0,029 p.p. no sinal de direção do estimador (análise de sensibilidade de ICHINO *et. al.*, 2008).

Em relação aos indicadores de renúncia fiscal e razão custo-benefício, considerando que o ano de entrada da política (2012) foi atípico em termos de montantes renunciados, no intervalo de 2013 a 2017, verificou-se que, nos anos de 2014 e 2015, o montante renunciado não compensou, considerando a geração de novos empregos. Por exemplo, a razão custo/benefício da política foi de 0,951 e 0,841, respectivamente. Porém, nos demais anos, a renúncia fiscal e o custo/benefício compensaram em termos de aumento de emprego.

Por fim, a presente pesquisa atingiu seus objetivos propostos e, principalmente, constatou resultados importantes dos impactos dessa política de subsídios da União para o emprego e a competitividade industrial. Inovando a literatura nacional e, também, encaminhando apontamentos para as possíveis aplicações na administração pública federal.

BANCO MUNDIAL. Base de Dados. Disponível em: <<https://databank.worldbank.org/databases>>. Acesso em: 30 mai. 2020.

BANCO DE PORTUGAL. *Desvalorização Fiscal – Relatório*. Lisboa: Economics and Research Department, 2011.

BARRO, Robert J. Are government bonds net wealth? *The Journal of Political Economy*, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, 1974.

BARROS, A. C. *Relações intersetoriais em matrizes de insumo-produto: uma abordagem da análise de agrupamento*. 1992. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1992.

BASSILIERE, Delphine *et al.* Variantes de réduction des cotisations sociales et de modalités de financement alternatif. *Bureau fédéral du Plan, Planning Paper N*, v. 97 p. 1-108, 2005.

BAUMGARTNER, Erick. *A desoneração da folha salarial e seu efeito sobre o mercado de trabalho no Brasil*. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2017.

BERTRAND, Marianne; DUFLO, Esther; MULLAINATHAN, Sendhil. How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 1, p. 249-275, 2004.

BERCK, Peter; VILLAS-BOAS, Sofia B. A note on the triple difference in economic models. *Applied Economics Letters*, v. 23, n. 4, p. 239-242, 2016.

BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal, College Station*, v. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). *Relatório de Inflação*. Nota explicativa sobre competitividade do trabalho. Brasília, BCB, 2007.

BOSCA, José Emilio; DOMÉNECH, Rafael; FERRI, Javier. Fiscal devaluations in EMU. *Economic Research Department BBVA Working Paper Series*, n. 1211, 2013.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio. *Brasil Maior*. Brasília: MDIC, 2011. Disponível em: <www.brasilmaior.mdic.gov.br/>. Acesso em: 10 fev. 2020.

BRITAIN, J.A. The incidence of social security payroll taxes. *The American Economic Review*, p. 110-125, 1971.

- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, Oxford, v. 22, n. 1, p. 31-72, 31 jan. 2008. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
- CAMERON, A.; TRIVEDI, P. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2005. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511811241>
- CARD, David; KRUEGER, Alan B. *Minimum wages and employment: a case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania*. Local: National Bureau of Economic Research, 1994.
- CARNEIRO, F. The changing informal labour market in Brazil: cyclicity versus excessive intervention!. *Labour*, v. 11, n. 1, p. 3-22, 1997.
- CIFUENTES, Rodrigo; DE RAMON, Sebastian; VALDÉS-PRIETO, Salvador. *Guía Económica de PREVIMACRO-Versión 1.0*. Pont. Univ. Católica de Chile, Chile, 1994.
- CIŻKOWICZ, Piotr et al. Fiscal devaluation and economic activity in the EU. *Economic Modelling*, v. 88, 2019.
- CHAHAD, J. P. Z.; FERNANDES, R. *O mercado de trabalho no Brasil: políticas, resultados e desafios*. Governo Federal, Ministério do Trabalho e Emprego, Brasília, 2002.
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA (CNI). VOLUME: Dezembro, Ano: 2020 Disponível em: <<http://www.portaldaindustria.com.br/estatisticas/indicadores-de-competitividade-custo/>>. Acesso em: 05 mai. 2020.
- CRAIG, Paul G. The payroll taxes and social security. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, v. 6, n. 1, p. 85-92, 1959.
- DALLAVA, Caroline Caparroz. *Impactos da desoneração da folha de pagamentos sobre o nível de emprego no mercado de trabalho brasileiro: um estudo a partir dos dados da Rais*. Dissertação (Mestrado profissional em finanças e economia) – FGV EESP – Escola de Economia de São Paulo, São Paulo, 2014.
- D’AGOSTINO, R. B. Tutorial in biostatistics: propensity score methods for bias reduction in the comparison of a treatment to a non-randomized Control Group. *Statistics in Medicine*, New York, v. 17, p. 2265-2281, 15 Oct. 1998. Disponível em: [http://dx.doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0258\(19981015\)17:19<2265::AID-SIM918>3.0.CO;2-B](http://dx.doi.org/10.1002/(SICI)1097-0258(19981015)17:19<2265::AID-SIM918>3.0.CO;2-B)

FERNANDES, R.; AMAURY, P. G.; NARITA, R. D. T. *Estrutura tributária e formalização da economia: simulando diferentes alternativas para o Brasil*. Texto para Discussão, n. 4. Brasília: Esaf, jun. 2004.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS (FGV). *Avaliação do impacto da desoneração tributária da folha de pagamento nos setores de confecções, couro e calçados e tecnologia de informação e comunicação*. São Paulo: FGV Projetos, 2013.

_____. *Avaliação de Impactos Econômicos e Setoriais da Desoneração Tributária da Folha de Pagamentos*. Relatório Preliminar. Brasília: Ministério da Fazenda, Secretaria de Política Econômica (SPE), 2014a.

_____. *Avaliação de Impactos Econômicos e Setoriais da Desoneração Tributária da Folha de Pagamentos – Setores Selecionados*. Relatório Preliminar. Brasília: Ministério da Fazenda, Secretaria de Política Econômica (SPE), 2014b.

FLINN, Christopher J. Minimum wage effects on labor market outcomes under search, matching, and endogenous contact rates. *Econometrica*, v. 74, n. 4, p. 1013-1062, 2006.

_____. *The minimum wage and labor market outcomes*. Cambridge, Massachusetts, MIT press, 2011.

FREITAS, Carlos Eduardo; PAES, Nelson Leitão. Macroeconomic and generational impacts of fiscal devaluation: an application for the Brazilian case. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 3, p. 417-435, 2017.

_____. A desoneração da folha de pagamentos: uma aplicação do modelo de gerações sobrepostas para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)*, Ipea, v. 48, n. 3, p. 87-111, 2018.

FOCHEZATTO, Adelar; SALAMI, Carlos Renato. Avaliando os impactos de políticas tributárias sobre a economia brasileira com base em um modelo de equilíbrio geral de gerações sobrepostas. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, n. 3, p. 299-314, 2009.

GARCIA, Felipe; SACHSIDA, Adolfo; DE CARVALHO, Alexandre Ywata. *Impacto da desoneração da folha de pagamento sobre o emprego: novas evidências*. Texto para discussão n. 2357. p. 1-36, 2018.

GELLES, Manuel. Financing Social Security. *Political Science Quarterly*, v. 60, n. 2, p. 222-240, 1945.

MCBRIDE, Stephen; WILLIAMS, Russell A. Globalization, the restructuring of labour markets and policy convergence: the OECD 'Jobs Strategy'. *Global Social Policy*, v. 1, n. 3, p. 281-309. 2001.

MOOIJ, Ruud De; KEEN, Michael. 'Fiscal devaluation' and fiscal consolidation: the VAT in troubled times. Chicago: *National Bureau of Economic Research*, 2012.

NERI, M. *Direitos trabalhistas, encargos e informalidade*. Conjuntura Econômica. Rio de Janeiro: FGV, set. 2000.

_____. *40 milhões de trabalhadores sem previdência social*. Conjuntura Econômica. Rio de Janeiro: FGV, jun. 2001.

_____. *Cobertura previdenciária: diagnóstico e propostas*. Coleção Previdência Social, v. 18. Brasília: MPS, 2003.

_____. Informalidade. *Ensaio Econômico* – EPGE FGV, n. 635, p. 1-103. dez. 2006.

ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE). *The OCDE Jobs Study – Facts, Analysis, Strategies*. Paris: OECD, 1994a.

_____. *The OCDE Jobs Study – Evidence and Explanations*. Paris: OECD, 1994b.

NEUMARK, David; WASCHER, William. *Minimum wages*. Cambridge: *The MIT Press*, December 2008.

NEUMARK, David; SALAS, J. M. Ian; WASCHER, William. Revisiting the minimum wage-employment debate: throwing out the baby with the bathwater? Working Paper 18681. Chicago: *National Bureau of Economic Research*, January 2013.

NOGUCHI, Yukio. Aging of population, Social Security, and tax reform. In: *The Political Economy of Tax Reform*. Chicago: *University of Chicago Press*, 1992. p. 211-233.

OKNER, Benjamin A. The social security payroll tax: some alternatives for reform. *The Journal of Finance*, v. 30, n. 2, p. 567-578, 1975.

OSTER, E. *Unobservable selection and coefficient Stability: theory and evidence*. Brown University, Brown, 2015.

PASTORE, J. *Encargos sociais no Brasil e no exterior: uma avaliação crítica*. Brasília: Sebrae, 1994.

_____. *Encargos sociais: implicações para o emprego, o salário e a competitividade*. São Paulo: LTR Editora, 1997.

POCHMANN, M.; SANTOS, A. L. D. *Encargos sociais no Brasil: uma nova abordagem metodológica e seus resultados*. Cadernos do CESIT, n. 26. Campinas: Unicamp, 1998.

PORSSE, Alexandre Alves; CARVALHO, Terciane Sabadini. Análise do impacto das políticas de (des)oneração da folha de pagamento na economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 73, n. 1, p. 77-95, 2019.

RAIS. Base de dados – Rais Vínculos. Disponível em: <bi.mte.gov.br/bgcaged/rais.php>. Acesso em: 30 mar. 2020.

RASMUSSEN, Tobias N.; RUTHERFORD, Thomas F. Modeling overlapping generations in a complementarity format. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 28, n. 7, p. 1383-1409, 2001.

RECEITA FEDERAL. *Desoneração da folha de pagamentos – estimativa de renúncia e metodologia de cálculo*. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/publico/arre/RenunciaFiscal/Desoneracaodafolha.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2020. Brasília: Ministério da Fazenda, 2014.

_____. *Desoneração da folha – estimativa de renúncia*. Disponível em: < <http://www.receita.fazenda.gov.br/publico/arre/RenunciaFiscal/Desoneracaodafolha.pdf> >. Acesso em: 16 de maio de 2020. Brasília, 2020.

RESENDE, G. M. Micro and macro impacts of regional development policies: the case of the FNE industrial Loans in Brazil, 2000-2006. *Regional Studies*, v. 48, n. 4, p. 646-664, 2014.

RIBEIRO, José Aparecido Carlos; LUCHIEZI JR, Álvaro; MENDONÇA, Sérgio Eduardo Arbulu (Orgs.). *Progressividade da tributação e desoneração da folha de pagamentos: elementos para reflexão*. Brasília, IPEA, 2011.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Oxford, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>.

RUBIN, Donald B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, v. 66, n. 5, p. 688 - 701, 1974.

SANTOS, A. L. *Encargos sociais e custo do trabalho no Brasil*. Cadernos do CESIT, n.19. Campinas: Unicamp, 1995.

SAMUELSON, Paul A. An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *The Journal of Political Economy*, Chicago Press, v. 66, n. 6, p. 467-482, 1958.

TINE, Rafael Ferreira; FREITAS, Carlos Eduardo de; PAES, Nelson Leitão. Impact of the demographic transition on tax collection in Brazil: an analysis of the federative aspect. *Estud. Econ.*, São Paulo, v. 50, n. 1, p. 43-65, mar. 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/0101-41615012rcn>.

TOKMAN, V. E.; MARTÍNEZ, D. Labour costs and competitiveness in Latin American manufacturing sector, 1990-1998. *Cepal Review*, v. 69, p. 51-68, 1999.

TOSUN, Mehmet Serkan; ABIZADEH, Sohrab. Economic growth and tax components: an analysis of tax changes in OECD. *Applied Economics*, v. 37, n. 19, p. 2251-2263, 2005.

ULYSSEA, G.; REIS, M. C. *Imposto sobre trabalho e seu impacto nos setores formal e informal*. Textos para Discussão, n.1.218. Rio de Janeiro: Ipea, set. 2006.

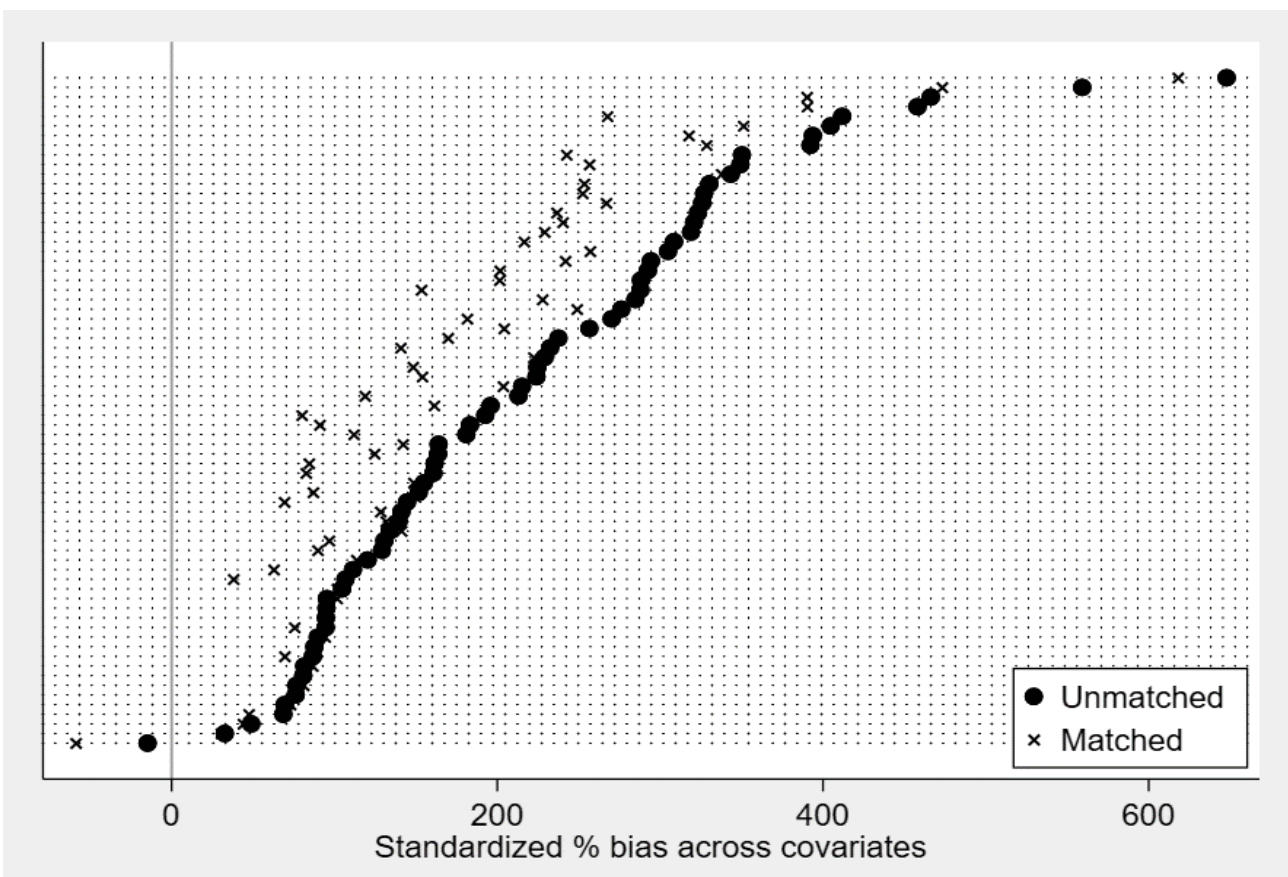
VAN DEN BERG, Gerard J.; RIDDER, Geert. An empirical equilibrium search model of the labor market. *Econometrica*, v. 66, n. 5, p. 1183-1221, 1998.

WILLIAMSON, Samuel H.; JONES, Warren L. Computing the impact of social security using the life cycle consumption function. *The American Economic Review*, v. 73, n. 5, p. 1036-1052, 1983.

dista de materiais de construção em geral, Comércio atacadista de material elétrico, Comércio atacadista de matérias-primas agrícolas com atividade de fracionamento e acondicionamento associada, Comércio atacadista de matérias-primas agrícolas não especificadas anteriormente, Comércio atacadista de medicamentos e drogas de uso humano, Comércio atacadista de medicamentos e drogas de uso veterinário, Comércio atacadista de mercadorias em geral, com predominância de insumos agropecuários, Comércio atacadista de mercadorias em geral, com predominância de produtos alimentícios, Comércio atacadista de mercadorias em geral, sem predominância de alimentos ou de insumos agropecuários, Comércio atacadista de móveis e artigos de colchoaria, Comércio atacadista de óleos e gorduras, Comércio atacadista de outras máquinas e equipamentos não especificados anteriormente, partes e peças, Comércio atacadista de outros equipamentos e artigos de uso pessoal e doméstico não especificados anteriormente, Comércio atacadista de outros produtos químicos e petroquímicos não especificados anteriormente, Comércio atacadista de pães, bolos, biscoitos e similares, Comércio atacadista de papel e papelão em bruto, Comércio atacadista de pescados e frutos do mar, Comércio atacadista de produtos alimentícios em geral, com atividade de fracionamento e acondicionamento associada, Comércio atacadista de produtos alimentícios em geral, Comércio atacadista de produtos da extração mineral, exceto combustíveis, Comércio atacadista de produtos de higiene pessoal, Comércio atacadista de produtos de higiene, limpeza e conservação domiciliar, com atividade de fracionamento e acondicionamento associada, Comércio atacadista de produtos de higiene, limpeza e conservação domiciliar, Comércio atacadista de produtos odontológicos, Comércio atacadista de produtos siderúrgicos e metalúrgicos, exceto para construção, Comércio atacadista de próteses e artigos de ortopedia, Comércio atacadista de resíduos de papel e papelão, Comércio atacadista de resíduos e sucatas metálicos, Comércio atacadista de resíduos e sucatas não metálicos, exceto de papel e papelão, Comércio atacadista de resinas e elastômeros, Comércio atacadista de roupas e acessórios para uso profissional e de segurança do trabalho, Comércio atacadista de sementes, flores, plantas e gramas, Comércio atacadista de sisal, Comércio atacadista de soja, Comércio atacadista de solventes, Comércio atacadista de sorvetes, Comércio atacadista de suprimentos para informática, Comércio atacadista de tecidos, Comércio atacadista de tintas, vernizes e similares, Comércio atacadista de vidros, espelhos e vitrais, Comércio atacadista especializado de materiais de construção não especificados anteriormente, Comércio atacadista especializado em outros produtos alimentícios não especificados anteriormente, Comércio atacadista especializado em outros produtos intermediários não especificados anteriormente, Comércio por atacado de automóveis, camionetas e utilitários novos e usados, Comércio por atacado de caminhões novos e usados, Comércio por atacado de motocicletas e motonetas, Comércio por atacado de ônibus e microônibus novos e usados, Comércio por atacado de peças e acessórios novos para veículos automotores, Comércio por atacado de peças e acessórios para motocicletas e motonetas, Comércio por atacado de pneumáticos e câmaras-de-ar, Comércio por atacado de reboques e semi-reboques novos e usados, Comércio sob consignação de motocicletas e motonetas, Comércio sob consignação de veículos automotores, Comércio varejista de animais vivos e de artigos e alimentos para animais de estimação, Comércio varejista de antiguidades, Comércio varejista de armas e munições, Comércio varejista de artigos de armarinho, Comércio varejista de artigos de caça, pesca e camping, Comércio varejista de artigos de cama, mesa e banho, Comércio varejista de artigos de colchoaria, Comércio varejista de artigos de iluminação, Comércio varejista de artigos de joalheria, Comércio varejista de artigos de óptica, Comércio varejista de artigos de papeleria, Comércio varejista de artigos de relojoaria, Comércio varejista de artigos de tapeçaria, cortinas e persianas, Comércio varejista de artigos de viagem, Comércio varejista de artigos do vestuário e acessórios, Comércio varejista de artigos esportivos, Comércio varejista de artigos fotográficos e para filmagem, Comércio varejista de artigos médicos e ortopédicos, Comércio varejista de bebidas, Comércio varejista de bicicletas e triciclos, peças e acessórios, Comércio varejista de brinquedos e artigos recreativos, Comércio varejista de cal, areia, pedra britada, tijolos e telhas, Comércio varejista de calçados, Comércio varejista de carnes - açougues, Comércio varejista de combustíveis para veículos automotores, Comércio varejista de cosméticos, produtos de perfumaria e de higiene pessoal, Comércio varejista de discos, CDs, DVDs e fitas, Comércio varejista de doces, balas, bombons e semelhantes, Comércio varejista de embarcações e outros veículos re-

pal e interestadual, Transporte ferroviário de passageiros municipal e em região metropolitana, Transporte marítimo de cabotagem – carga, Transporte marítimo de cabotagem – passageiros, Transporte marítimo de longo curso – carga, Transporte marítimo de longo curso – passageiros, Transporte metroviário, Transporte por navegação de travessia, intermunicipal, Transporte por navegação de travessia, municipal, Transporte por navegação interior de carga, intermunicipal, interestadual e internacional, exceto travessia, Transporte por navegação interior de carga, municipal, exceto travessia, Transporte por navegação interior de passageiros em linhas regulares, intermunicipal, interestadual e internacional, exceto travessia, Transporte por navegação interior de passageiros em linhas regulares, municipal, exceto travessia, Transporte rodoviário coletivo de passageiros, com itinerário fixo, interestadual, Transporte rodoviário coletivo de passageiros, com itinerário fixo, intermunicipal em região metropolitana, Transporte rodoviário coletivo de passageiros, com itinerário fixo, intermunicipal, exceto em região metropolitana, Transporte rodoviário coletivo de passageiros, com itinerário fixo, internacional, Transporte rodoviário coletivo de passageiros, com itinerário fixo, municipal, Transporte rodoviário coletivo de passageiros, sob regime de fretamento, intermunicipal, interestadual e internacional, Transporte rodoviário coletivo de passageiros, sob regime de fretamento, municipal, Transporte rodoviário de carga, exceto produtos perigosos e mudanças, intermunicipal, interestadual e internacional, Transporte rodoviário de carga, exceto produtos perigosos e mudanças, municipal, Transporte rodoviário de mudanças, Transporte rodoviário de produtos perigosos, Tratamento de dados, provedores de serviços de aplicação e serviços de hospedagem na internet, Tratamento e disposição de resíduos não perigosos, Tratamento e disposição de resíduos perigosos, Tratamentos térmicos, acústicos ou de vibração, Treinamento em desenvolvimento profissional e gerencial, Treinamento em informática, Trens turísticos, teleféricos e similares, Usinas de compostagem, UTI móvel, web design

Apêndice 1 - Test PSM Unmatched x Matched



ENAP

Cadernos

nº 108

Carlos Eduardo de Freitas

Coleção: *Cátedras 2019*

