



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E GESTÃO DE  
POLÍTICAS PÚBLICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO DO DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

ARTUR HENRIQUE DA SILVA SANTOS

**SEGURO-DESEMPREGO: AVALIAÇÃO SOBRE O SEGURO AO  
TRABALHADOR FORMAL E O SEGURO-DEFESO**

BRASÍLIA

2019

ARTUR HENRIQUE DA SILVA SANTOS

**SEGURO-DESEMPREGO: AVALIAÇÃO SOBRE O SEGURO AO  
TRABALHADOR FORMAL E O SEGURO-DEFESO**

Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do Título de Doutor em Economia pelo Programa de Pós-Graduação do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas da Universidade de Brasília.

**Orientador:** Paulo Roberto Amorim Loureiro

**Coorientador:** Maurício Soares Bugarin

BRASÍLIA

2019

ARTUR HENRIQUE DA SILVA SANTOS

**SEGURO-DESEMPREGO: AVALIAÇÃO SOBRE O SEGURO AO  
TRABALHADOR FORMAL E O SEGURO-DEFESO**

Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do Título de Doutor em Economia pelo Programa de Pós-Graduação do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas da Universidade de Brasília.

Aprovado em     /     /

BANCA EXAMINADORA

---

Professor Doutor Paulo Roberto Amorim Loureiro, UnB  
(ORIENTADOR)

---

Professora Doutora Danielle Sandi Pinheiro, UnB  
(MEMBRO DA BANCA EXAMINADORA)

---

Professora Doutora Geovana Lorena Bertussi, UnB  
(MEMBRO DA BANCA EXAMINADORA)

---

Professor Doutor Tito Belchior Moreira Silva, UCB  
(MEMBRO DA BANCA EXAMINADORA)

---

Professor Doutor Michael Christian Lehmann, UnB  
(MEMBRO SUPLENTE DA BANCA EXAMINADORA)

*À minha família, Marcelle, Daniel e Leonardo.*

## **AGRADECIMENTOS**

Em primeiro lugar agradeço a Deus, pela vida, pela saúde e pelas bênçãos de cada dia. Que seja feita sempre a Vossa vontade.

Agradeço a minha família. A minha esposa, Marcelle, pelo amor, apoio e carinho. A meus filhos Daniel e Leonardo pela alegria e motivação que eu recebo a cada descoberta de vocês sobre o mundo. A minha mãe, a meu irmão e a meu pai, que não está mais entre nós. Vocês me ajudaram, e continuam me ajudando, a me formar como pessoa.

Agradeço a meu orientador, professor Paulo Loureiro, pela disponibilidade, pela paciência e pelas dicas e orientações, que foram de grande valia para esse estudo e para minha vida acadêmica. Agradeço ao meu coorientador, professor Bugarin, pela disponibilidade e pelos excelentes conselhos que me ajudaram a desenvolver a modelagem teórica deste manuscrito. Agradeço também aos quatro professores doutores membros da banca examinadora, que aceitaram prontamente o convite em avaliar esse trabalho. Suas considerações ajudaram a robustecer e tornar crível algumas abordagens que passaram despercebidos pelo meu olhar cândido de autor.

Agradeço ao Tesouro Nacional, por me afastar das minhas atividades de trabalho para que eu pudesse concluir esse estudo. Agradeço à Área Institucional do Tesouro Nacional, em especial ao Lísio de Camargo, e a meus chefes imediatos Carlos Renato, Alex Benicio, Felipe Bardella, e Pedro Jucá, que me ajudaram e me deram suporte no processo de afastamento. Sem a ajuda de vocês, esse trabalho não seria possível.

Finalmente, agradeço a todos os meus colegas da CESEF/STN, pelo incentivo e pelo apoio constantes.

*“A sociedade que coloca a igualdade à frente da liberdade irá terminar sem igualdade e liberdade”.*

*“Não há excesso de liberdade se aqueles que são livres são responsáveis. O problema é a liberdade sem responsabilidade”.*

*“Ninguém gasta o dinheiro dos outros (impostos) com o mesmo cuidado com que gasta o próprio”.*

*(Milton Friedman)*

## RESUMO

O propósito do presente estudo é realizar uma análise detalhada sobre o seguro-defeso e seguro-desemprego, investigando os incentivos criados pela legislação, avaliando a efetividade desses programas, estimando os fatores explicativos do gasto e propondo reformas da política pública. Inicialmente, este manuscrito analisa os principais modelos teóricos e estudos empíricos recentes do seguro-desemprego. A literatura encontra evidências de que o seguro-desemprego gera risco moral *ex-post*, ao aumentar a duração do desemprego. Todavia, a literatura é escassa sobre o risco moral *ex-ante*. Este estudo analisa o risco moral *ex-ante* no Brasil e encontra evidências de aumento de probabilidade na demissão, após adquirir elegibilidade ao benefício e após ter direitos a receber o seguro-desemprego por mais tempo. Ademais, encontra que o risco moral *ex-ante* interage com os ciclos de negócios e se comporta de modo pró-cíclico. Este estudo também analisa os fatores explicativos do aumento do gasto com o seguro-desemprego. Por meio de um modelo explicativo, encontra que o salário mínimo e a taxa de ocupação são os dois principais fatores explicativos do gasto no período. Por fim, este manuscrito analisa a política de seguro-defeso e de proibição de pesca. Ele encontra evidências de redução na pesca durante a proibição e de aumento na pesca de espécies protegidas durante a temporada aberta. Além disso, há evidências de que expansão da política de seguro-defeso reduz as atividades de pesca. Porém, em níveis menores que o gerado pela política de proibição de pesca. Como proposta de reformulação de política pública, este estudo sugere reduzir a duração potencial em momentos de expansão e aumentá-la durante crises econômicas. Ademais, sugere-se que o salário mínimo não seja repassado como valor mínimo do seguro-desemprego.

**Palavras-chave:** Seguro-defeso. Seguro-desemprego. Risco moral *ex-ante*. Mercado de trabalho.

## ABSTRACT

The purpose of the present study is to conduct a detailed analysis of "seguro-defeso" program and unemployment insurance, investigating the incentives created by the legislation, evaluating the effectiveness of these programs, estimating the explanatory factors of spending and proposing public policy reforms. Initially, this manuscript analyzes the main theoretical models and recent empirical studies of unemployment insurance. The literature finds evidence that unemployment insurance generates ex-post moral hazard by increasing the duration of unemployment. However, literature is scarce about ex-ante moral hazard. This study analyzes ex-ante moral hazard in Brazil and finds evidence of increased likelihood of dismissal after acquiring eligibility for the benefit and after being entitled to receive unemployment insurance for a more extended period. Also, it finds that ex-ante moral hazard interacts with business cycles and behaves pro-cyclically. This study also analyzes the explanatory factors for the increase in unemployment insurance spending. Through an explanatory model, it finds that the minimum wage and the occupancy rate are the two main explanatory factors of spending in the period. Finally, this manuscript analyzes the policy of seguro-defeso program and fishing prohibition. It finds evidence of reduced fishing during the ban and increased fishing for protected species during the open season. Besides, there is evidence that the expansion of the safe-haven policy reduces fishing activities; however, at levels lower than that generated by the fishing ban policy. As a proposal for a reformulation of public policy, this study suggests reducing the potential duration in times of expansion and increase it during economic crises. Further, I suggest that the minimum wage should not be passed on as a minimum value of unemployment insurance.

**Keywords:** Seguro-Defeso program. Unemployment insurance. Ex ante moral hazard. Labor market.



# LISTA DE ILUSTRAÇÕES

## INTRODUÇÃO

Gráfico 1 – Gasto do seguro-desemprego por modalidade – entre 2001 e 2018.....	17
Gráfico 2 – Gasto do seguro-desemprego – defeso e formal para os anos 2001 e 2018.....	18
Gráfico 3 – Séries trimestrais e tendências da taxa de desocupação, do PIB e da quantidade de segurados do seguro-desemprego .....	19

## CAPÍTULO 1

Figura 1.1 – Representação por teoria dos jogos do modelo de Shavell e Weiss (1979).....	26
Figura 1.2 – Representação por teoria dos jogos da primeira parte do modelo Mortensen (1977), se desempregado.....	26
Figura 1.3 – Representação por teoria dos jogos da segunda parte do modelo Mortensen (1977), se empregado .....	27
Figura 1.4 – Restrição orçamentária do modelo de Moffitt e Nicholson (1982).....	35
Figura 1.5 – Restrição orçamentária do modelo de Moffitt e Nicholson (1982), após mudança no valor do benefício .....	36
Figura 1.6 – Restrição orçamentária do modelo de Moffitt e Nicholson (1982), após mudança na duração potencial .....	36
Figura 1.7 – Exemplo de aumento do <i>hazard rate</i> da saída do desemprego no final da duração potencial do seguro-desemprego .....	43
Figura 1.8 – Exemplo de descontinuidade devido ao aumento de duração potencial do seguro-desemprego na duração do desemprego e no salário de reemprego.....	46
Figura 1.9 – Exemplo de descontinuidade de inclinação no valor do benefício do seguro-desemprego e na duração do desemprego .....	47

## CAPÍTULO 2

Gráfico 2.1 – Gasto do seguro-desemprego formal – entre 2001 e 2018.....	63
Gráfico 2.2 – Densidade e Hazard rate das demissões ao longo do job tenure.....	66

Gráfico 2.3 – Densidades das demissões ao longo do <i>job tenure</i> , por grupo de requerentes e com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016 .....	67
Gráfico 2.4 – Duração potencial do seguro-desemprego e probabilidade de demissão por <i>job tenure</i> , 2011-2016 .....	83
Gráfico 2.5 – Probabilidade de demissão ao longo do <i>job tenure</i> , por grupo de requerentes e com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016 .....	85

### **CAPÍTULO 3**

Figura 3.1 – Contribuição de cada fator explicativo no aumento do gasto com seguro-desemprego nos períodos de expansão econômica e de crise no Brasil .....	110
Figura 3.2 – Análise de sensibilidade da elasticidade das variáveis sobre o gasto com seguro-desemprego .....	111
Figura 3.3 – Análise de sensibilidade da variação entre -50% e +50% das variáveis sobre a variação percentual do gasto com seguro-desemprego .....	112
Figura 3.4 – Variação anual da taxa de desocupação .....	115
Figura 3.5 – Simulação de gastos pela regra vigente até 2014 e pela regra proposta neste estudo .....	116
Figura 3.6 – Simulação de gastos pela regra vigente até 2014 e pela regra proposta neste estudo, com cenários de redução das demissões .....	116

### **CAPÍTULO 4**

Gráfico 4.1 – Evolução da produção de pesca no Brasil e do número de beneficiários do seguro-defeso por ambiente .....	125
Gráfico 4.2 – Níveis de vazamento do seguro-defeso em 2010, por Estados e Municípios ..	130
Gráfico 4.3 – Distribuição do tipo <i>ti</i> dos pescadores e parâmetros do modelo .....	139
Gráfico 4.4 – Quatro exemplos de produção pesqueira e <i>closed season</i> .....	143
Gráfico 4.5 – Produção pesqueira por tipo de regulação – 2002-2016 .....	144
Gráfico 4.6 – Produção pesqueira da pesca protegida, por <i>closed</i> e <i>open season</i> - 2002-2016 .....	145

Gráfico 4.7 – Percentuais de observações iguais a zero na produção de pesca, por tipo de regulação - 2002-2016.....	146
Gráfico 4.8 – Histogramas da produção de pesca .....	147
Gráfico 4.9 – Exemplo de valores das variáveis <i>Tratamento<sub>i,t</sub></i> e <i>Closed_Season<sub>i,t</sub></i> .....	149
Gráfico 4.10 – Produção pesqueira média em toneladas, após seleção por PSM .....	153

# LISTA DE TABELAS

## CAPÍTULO 2

Tabela 2.1 – Resumo da mudança na legislação .....	64
Tabela 2.2 – Estimativas RKD do aumento de probabilidade de demissão nos <i>cutoffs</i> de 6, 12 e 24 meses de <i>job tenure</i> , para todos os trabalhadores de 2011 até 2016.....	84
Tabela 2.3 – Estimativas RKD do aumento de probabilidade de demissão nos <i>cutoffs</i> de 6, 12 e 24 meses de <i>job tenure</i> , por grupo de requerentes, e com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016. ....	86
Tabela 2.4 – Estimativas RKD de testes placebos sobre não <i>cutoffs</i> .....	89
Tabela 2.5 – Estimativas DD sobre as estimativas RKD, no <i>cutoff</i> de 6 meses de <i>job tenure</i> , municipais, anuais e por grupos de tratamento e controle.....	92

## CAPÍTULO 3

Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas da base de dados .....	101
Tabela 3.2 – Descrição das variáveis explicativas .....	103
Tabela 3.3 – Estimativas de modelos de gastos de seguro-desemprego .....	105
Tabela 3.4 – Estimativas de modelos de gastos de seguro-desemprego .....	107
Tabela 3.5 – Contribuição de cada fator explicativo no aumento do gasto com seguro-desemprego entre 2006 e 2016 .....	109
Tabela 3.6 – Nova regra proposta de duração potencial com variações aos ciclos de negócios .....	114

## CAPÍTULO 4

Tabela 4.1 – Estimativa de Pescadores elegíveis ao seguro-defeso em 2000 e 2010.....	126
Tabela 4.2 – Evolução de despesa e de quantidade de benefícios do Seguro-Defeso por ambiente .....	129
Tabela 4.3 – Evolução da produção da pesca em toneladas, por tipo e modalidade de pesca	129
Tabela 4.4 – Resumo da base de dados sobre produção de pesca utilizada na parte empírica .....	141

Tabela 4.5 – Diferenças de médias e a composição do grupo de tratados e controles após o procedimento de <i>propensity score matching</i> , realizado com 3 grupos: artesanal e industrial, somente artesanal e somente industrial .....	151
Tabela 4.6 – Estimativas do efeito da proibição de captura sobre a produção de pesca no período de defeso .....	154
Tabela 4.7 – Estimativas do efeito do Seguro-Defeso sobre a produção de pesca no período de defeso.....	156

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>17</b>
<b>CAPÍTULO 1 – REVISÃO DE LITERATURA DO SEGURO-DESEMPREGO .....</b>	<b>22</b>
1 INTRODUÇÃO.....	22
2 REVISÃO DE LITERATURA TEÓRICA .....	24
2.1 Modelo de contrato de seguro-desemprego ótimo .....	29
2.1.1 Hopenhayn e Nicolini (2009) .....	29
2.1.1.1 <i>Caso 1 – Solução ótima com informação perfeita do governo quanto ao esforço e ao tipo de desligamento.....</i>	<i>29</i>
2.1.1.2 <i>Caso 2 – Consequência do seguro-desemprego com valor fixo no tempo, sem duração potencial, com taxas de imposto constantes no tempo, quando existe informação imperfeita do governo quanto ao esforço do trabalhador.....</i>	<i>30</i>
2.1.1.3 <i>Caso 3 – Solução ótima com informação imperfeita do governo quanto ao esforço do trabalhador.....</i>	<i>31</i>
2.1.1.4 <i>Caso 4 – Consequência do seguro-desemprego decrescente, com taxas de imposto crescentes em função do tempo de desemprego, quando existe informação imperfeita do governo quanto ao tipo de desligamento.....</i>	<i>31</i>
2.1.1.5 <i>Caso 5 – Solução ótima com informação imperfeita do governo quanto ao esforço do trabalhador e ao tipo de desligamento.....</i>	<i>32</i>
2.2 Modelos de efeitos do seguro-desemprego sobre a oferta de trabalho.....	32
2.2.1 Chetty (2008); Schmieder, von Wachter e Bender (2012).....	32
2.2.2 Moffitt e Nicholson (1982).....	34
2.3 Modelos de efeitos do seguro-desemprego sobre a qualidade do novo emprego .....	37
2.3.1 Schmieder, von Wachter, Bender (2016); Mccall (1970); Rogerson, Shimer e Wright (2005) .....	37
2.3.2 Nekoei e Weber (2017).....	38

3 REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA .....	39
3.1 Regressão Simples.....	41
3.2 Modelos de Sobrevivência do Desemprego .....	42
3.3 Avaliação após mudança exógena na legislação (experimento natural) .....	43
3.4 Regressão Descontínua (RDD).....	45
3.5 Regressão Descontínua <i>Kink</i> (RDD <i>Kink</i> ou RKD) .....	47
3.6 Revisão de Literatura por Resultado Empírico.....	48
3.6.1 Seguro-desemprego gera aumento da duração do desemprego.....	48
3.6.2 Seguro-desemprego afeta a qualidade do novo emprego: salário de reemprego .....	51
3.6.3 Seguro-desemprego incentiva a demissão.....	53
3.6.4 Demais efeitos do seguro-desemprego na economia.....	55
4 CONCLUSÃO.....	57
<b>CAPÍTULO 2 – RISCO MORAL EX-ANTE DO SEGURO-DESEMPREGO .....</b>	<b>58</b>
1 INTRODUÇÃO.....	58
2 SEGURO-DESEMPREGO NO BRASIL .....	62
3 INDÍCIOS DE RISCO MORAL <i>EX-ANTE</i> DO SEGURO-DESEMPREGO .....	65
4 MODELO TEÓRICO.....	68
4.1 Elementos do modelo .....	68
4.2 Decisão ótima de esforço do trabalhador .....	71
4.3 Efeito da elegibilidade do seguro-desemprego.....	73
4.4 Efeito do aumento de duração potencial do seguro-desemprego .....	74
4.5 Efeito dos ciclos da economia .....	75

4.6 Efeito dos ciclos da economia: com informalidade e <i>replacement rate</i> elevados – cenário Brasil.....	75
5 BASE DE DADOS E METODOLOGIA.....	77
5.1 Base de dados .....	77
5.2 Modelo de sobrevivência no emprego.....	79
5.3 Desenho de regressão <i>kink</i> (RKD).....	80
5.4 Diferença em Diferença (DD) .....	81
6 RESULTADOS RKD.....	83
7 RESULTADOS DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS DO RKD.....	89
8 CONCLUSÃO.....	93

**CAPÍTULO 3 – EXPLICANDO O GASTO COM SEGURO-DESEMPREGO NO BRASIL: FATORES DETERMINANTES E ANÁLISE DE SENSIBILIDADE ..... 95**

1. INTRODUÇÃO.....	95
2. MODELO TEÓRICO DO GASTO COM SEGURO-DESEMPREGO .....	97
3 METODOLOGIA.....	99
4. BASES DE DADOS E MODELO DE REGRESSÃO .....	100
5 EXPLICAÇÃO DOS GASTOS COM SEGURO-DESEMPREGO NA RECESSÃO E NA EXPANSÃO ECONÔMICA.....	108
6 ANÁLISE DE SENSIBILIDADE DOS GASTOS .....	111
7 SIMULAÇÃO DE GASTOS COM MUDANÇA DE REGRA.....	114
8 CONCLUSÃO.....	117



<b>CAPÍTULO 4 – CLOSED SEASON E SEGURO-DEFESO: ANÁLISE DOS INCENTIVOS E DOS EFEITOS DO TRATAMENTO .....</b>	<b>119</b>
1 INTRODUÇÃO.....	119
2 REVISÃO DE LITERATURA .....	121
3 FATOS ESTILIZADOS SOBRE SEGURO-DEFESO.....	124
4 POLÍTICA DE GESTÃO DA PESCA NO BRASIL.....	127
5 MODELO TEÓRICO.....	131
5.1 Modelo 1: Modelo Inicial.....	132
5.2 Modelo 2: Com período de reprodução.....	132
5.3 Modelo 3: Com proibição e sanção.....	134
5.4 Modelo 4: Com seguro-defeso .....	135
5.5 Conclusão .....	137
6 BASE DE DADOS E METODOLOGIA.....	140
7 RESULTADOS .....	152
7.1 A política de <i>closed season</i> é respeitada? Qual o efeito dessa política ao longo do tempo sobre a produção pesqueira?.....	153
7.2 A política de pagamento de benefício ao pescador contribui para a redução da pesca? Existe diferença de <i>compliance</i> da política de <i>closed season</i> entre pesca artesanal e industrial?.....	155
8 CONCLUSÃO.....	156
<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>159</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>163</b>
<b>APÊNDICES .....</b>	<b>171</b>

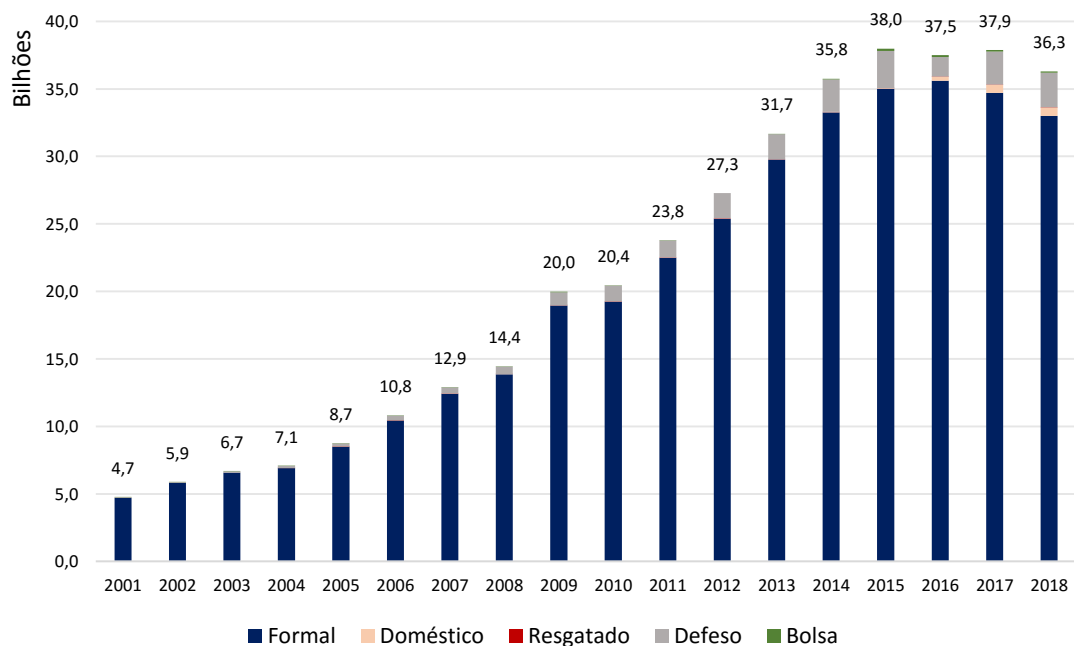
## INTRODUÇÃO

O seguro-desemprego é um benefício pecuniário que serve para suavizar a redução do consumo do trabalhador formal em momento de desemprego involuntário, por um período predeterminado.

No Brasil, integra o sistema de seguridade social, garantido pelo art. 7º dos Direitos Sociais da Constituição Federal de 1988. Conforme a Lei nº 7.998/1990 e suas atualizações, o programa do seguro-desemprego não garante somente a renda do trabalhador formal, mas também a renda do empregado doméstico, do pescador artesanal (seguro-defeso), das pessoas resgatadas de trabalho escravo e do trabalhador temporariamente suspenso pela firma para realizar curso de qualificação (bolsa qualificação).

O gasto com seguro-desemprego cresceu 665% em 17 anos. Em 2001, era de R\$ 4,7 bilhões e passou para R\$ 36,3 bilhões em 2018, representando um aumento de R\$ 31,6 bilhões em termos correntes. O Gráfico 1 representa o aumento do gasto pelas suas cinco modalidades: (i) trabalhador formal; (ii) trabalhador doméstico; (iii) resgatado de trabalho escravo; (iv) defeso; e (v) bolsa qualificação.

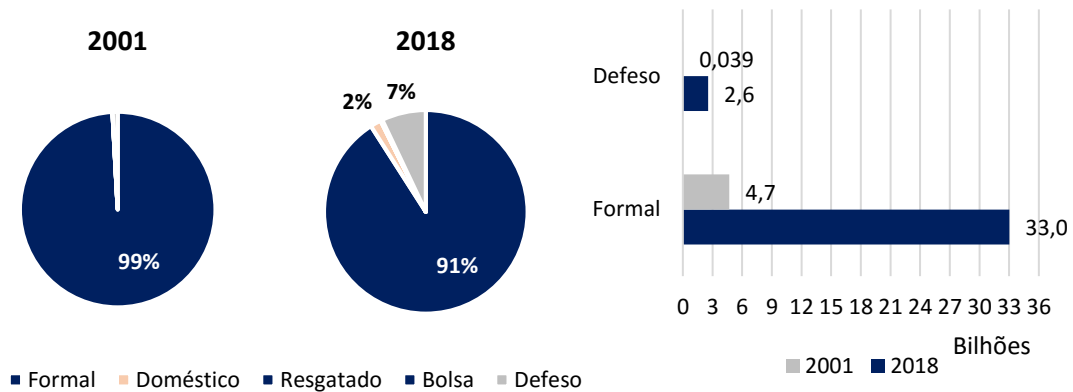
Gráfico 1 – Gasto do seguro-desemprego por modalidade – entre 2001 e 2018



Fonte: Siga-Brasil/Senado Federal. Métrica: Pago + RP Pago.

Duas modalidades tiveram destaque no aumento do gasto: trabalhador formal e seguro-defeso. Analisando o Gráfico 2, o benefício ao trabalhador formal teve um aumento de R\$ 28,3 bilhões, enquanto o seguro-defeso teve um aumento de R\$ 2,5 bilhões. Em 2001, praticamente todo o gasto com seguro-desemprego era realizado ao trabalhador formal. Porém, em 2018, essa realidade mudou: 7% passaram a ser explicados pelo seguro-defeso e 91% pela modalidade de trabalhador formal.

Gráfico 2 – Gasto do seguro-desemprego – defeso e formal para os anos 2001 e 2018

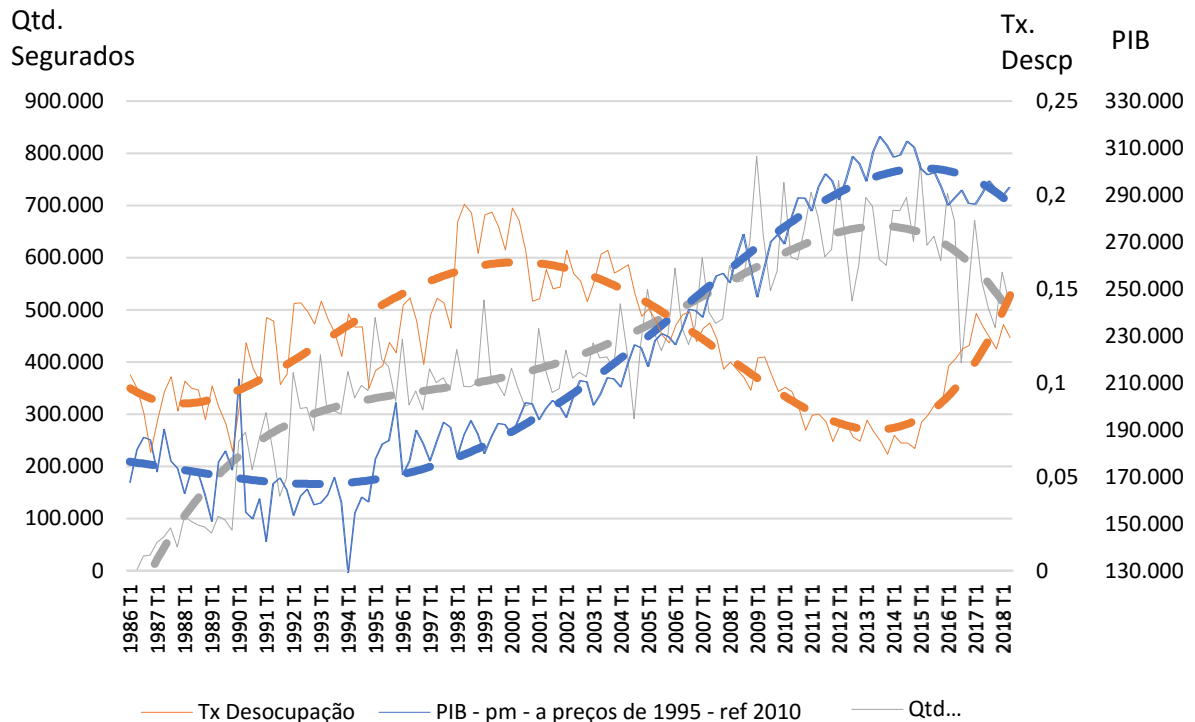


Fonte: Siga-Brasil/Senado Federal. Métrica: Pago + RP Pago.

No final de 2014 a Medida Provisória (MP) nº 665/2014 alterou as regras do seguro-desemprego. Posteriormente, em junho de 2015 a MP foi convertida na Lei 13.134/2015. Analisando o Gráfico 1, percebe-se uma leve tendência de redução de gastos a partir de 2015. Assim, seria natural uma primeira análise concluir que a alteração na lei controlou o crescimento dos gastos desde então.

Porém, não se sabe quais são os fatores explicativos desse aumento de gastos e se as mudanças na legislação solucionaram esses fatores explicativos, pois o gasto com seguro-desemprego é um paradoxo para a economia brasileira. Conforme Meyer (2002), o benefício tem como um dos seus propósitos servir como “estabilizador automático” em períodos de crise. Com a transferência de renda para os desempregados, em períodos de recessão, espera-se que o aumento no desemprego não seja totalmente repassado para a demanda agregada. Assim, seria esperado que os gastos com seguro-desemprego fossem contracíclicos. Todavia, no Brasil, o Gráfico 3 mostra que quando a tendência da taxa de desocupação aumenta, a tendência da quantidade de beneficiários do seguro-desemprego diminui. Ao passo que quando há redução na tendência do desemprego, há aumento expressivo na tendência da quantidade de segurados.

Gráfico 3 – Séries trimestrais e tendências da taxa de desocupação, do PIB e da quantidade de segurados do seguro-desemprego



Fonte: Elaboração própria com base em SCN2000 e SCN2010/IBGE, PME/IBGE, PNADC/IBGE e dados MTE.

Desde mudança na legislação, o Brasil vem enfrentando um período de recessão e estagnação econômica. Nesse contexto, os ciclos de negócios negativos e estáveis podem ter amenizados os fatores explicativos do aumento do gasto. Assim, se o país vier a crescer economicamente nos próximos anos, seria natural esperar que essas despesas aumentassem expressivamente.

Com o advento da Emenda Constitucional nº 95/2016, durante dez anos não se pode gastar além do realizado no exercício imediatamente anterior, corrigido pela variação da inflação. Nesse período, deve-se cumprir estrita disciplina fiscal, o que pressupõe ação planejada da gestão fiscal. Assim, um aumento expressivo dos gastos com seguro-desemprego acarretaria uma redução de despesa primária equivalente dentro do Orçamento Geral da União, o que poderia gerar redução de outros programas sociais de maior benefício para a sociedade.

Desse modo, é necessário saber o que gerou o aumento de despesas com o seguro-desemprego em momento de expansão econômica. Se esse fator explicativo está resolvido ou se, com a superação da crise, essas despesas se elevarão a níveis expressivos novamente.

Portanto, esta pesquisa de doutorado propõe uma análise detalhada sobre as duas principais modalidades de gasto com seguro-desemprego, analisando os incentivos criados pela legislação e estimando os fatores explicativos do gasto. As duas modalidades possuem características

distintas e poderiam ser classificadas como políticas distintas. No decorrer desse trabalho, chamarei a modalidade ao trabalhador formal pelo nome clássico conhecido na literatura “seguro-desemprego”. A modalidade ao pescador artesanal será chamada de “seguro-defeso”.

O primeiro capítulo desse manuscrito faz uma revisão de literatura do seguro-desemprego. Ele analisa os principais modelos teóricos e estudos empíricos recentes. Dividem-se os modelos teóricos em três tipos: (i) contrato de seguro-desemprego ótimo, (ii) efeitos sobre a oferta de trabalho e (iii) efeitos sobre a qualidade do novo emprego. Os modelos teóricos concluem que um sistema de seguro-desemprego mais generoso incentiva a redução da oferta de trabalho, incentiva a demissão do trabalhador e gera dois efeitos opostos e inconclusivos sobre o salário de reemprego. Em linha com a literatura teórica, os estudos empíricos encontram que o seguro-desemprego aumenta a duração do desemprego e gera estimativas inconclusivas sobre o salário de reemprego, mas explora pouco o efeito sobre a probabilidade de demissão. Por fim, a literatura empírica encontra outros efeitos sobre a economia, como a suavização do consumo no desemprego e a evidência de externalidades sobre os trabalhadores não elegíveis.

O segundo capítulo desse manuscrito analisa a influência do seguro-desemprego sobre o comportamento do trabalhador enquanto ele está empregado, ou seja, risco moral *ex-ante*. Por meio de Desenho de Regressão *Kink*, estimo aumentos da probabilidade de demissão involuntária após a elegibilidade do trabalhador e após aumentos da duração potencial do seguro-desemprego. Adicionalmente, este capítulo analisa a interação dos ciclos de negócios com o risco moral *ex-ante*. A probabilidade de demissão se comporta de modo pró-cíclica. Para estimar o efeito do risco moral *ex-ante* do seguro-desemprego de modo independente da interação com os ciclos de negócios, este estudo desenvolve uma avaliação de Diferenças em Diferenças, após a alteração da Lei em 2015, sobre as estimativas iniciais do Desenho de Regressão *Kink*. Este estudo encontra uma forte evidência de aumento de probabilidade de demissão provocada pelo risco moral *ex-ante* do seguro-desemprego. Por fim, desenvolve-se um modelo teórico que explica o comportamento do trabalhador ao seguro-desemprego e aos ciclos de negócios.

O terceiro capítulo investiga os fatores explicativos do aumento do gasto com o seguro-desemprego. Ele cria um modelo explicativo do gasto, cujo valor predito e o realizado de gastos são muito próximos, com  $R^2$  de 0,99. Utilizando esse modelo explicativo, o capítulo encontra que o salário mínimo e a formalização explicam um aumento de 71% e 14% nos gastos no período de expansão econômica. Enquanto a taxa de ocupação (componente cíclico) explica uma redução de 79% no período de recessão. Ademais, a análise de sensibilidade mostra que o

melhor caminho para o controle de gastos é pela contenção da valorização do salário mínimo e pela reformulação das regras de seguro-desemprego, aumentando o período potencial de recebimento na crise e diminuindo o período potencial de recebimento na expansão.

Por fim, visando suprir a lacuna de avaliação ecológica do seguro-defeso e trazer mais luz ao debate sobre a efetividade da ação do estado na economia e no meio ambiente, o quarto capítulo desse manuscrito analisa os incentivos criados ao pescador e analisa os efeitos das políticas de proibição de pesca e de seguro-defeso. A análise teórica encontra incentivos para redução da pesca no período de defeso, proveniente da proibição de pescar associada com fiscalização e sanção. Teoricamente, o seguro-defeso reforça esse efeito. A avaliação empírica utiliza um banco de dados de 2002 até 2016, com periodicidade mensal a nível municipal, que relaciona a produção de pesca de cada espécie, os períodos de proibição de pesca e o valor pago ao pescador de seguro-defeso. Por meio de modelos Tobit, *two-part*, painel de efeitos fixos e *propensity score matching*, a análise empírica estima redução de 51% de pesca durante a proibição. Melhorando a reprodução das espécies, aumenta-se a produção de pesca em mais de 2,7 vezes fora do período de defeso. Analisando somente a pesca artesanal e industrial separadamente, há indícios de que a pesca artesanal não respeita o *compliance* da política de *season closed*, mas passa a ter *compliance* quando recebe junto o seguro-defeso, onde um pescador adicional beneficiário gera uma redução na pesca em 19 quilos ao mês.

## CAPÍTULO 1 – REVISÃO DE LITERATURA DO SEGURO-DESEMPREGO

### 1 INTRODUÇÃO

O tema seguro-desemprego é estudado por centenas de artigos na literatura acadêmica. Muitos apresentam visões contraditórias e resultados conflitantes. Uma leitura livre sobre o assunto pode deixar o leitor com dúvidas e confuso sobre quais as consequências dessa política na sociedade. Uma revisão de literatura tem o propósito de juntar os principais estudos em uma mesma estrutura analítica, destacando os resultados com maior validade estatística, embasamento matemático, aqueles consensuais na literatura e os resultados sem consenso, explicando o porquê de eventuais divergências.

Este estudo tem o propósito de fazer uma revisão de literatura sobre o seguro-desemprego. Ele analisa seus principais modelos teóricos e reúne os achados empíricos recentes da literatura. Esta não é a primeira revisão de literatura sobre o tema, existem excelentes revisões anteriores<sup>1</sup>. Este estudo, porém, utiliza um conjunto maior de modelos teóricos para explicar os resultados empíricos, graças ao desenvolvimento recente dos modelos teóricos que tentam explicar os achados recentes da crescente literatura empírica. Alguns resultados, no entanto, ainda carecem de explicação teórica e são apresentados neste estudo sem um arcabouço analítico adequado.

A revisão de literatura empírica analisará os estudos recentes a partir do ano 2000, com abordagens quase-experimentais, envolvendo (i) experimento natural ou (ii) métodos de regressão descontínua. Em geral, esses estudos não apresentam boa validade externa para interpretar os resultados perante uma população ou para analisar o comportamento humano de modo geral. Porém, devido à assunção de hipóteses fracas e razoáveis, esses métodos estimam resultados com elevada validade interna e representam um ótimo experimento do efeito do seguro-desemprego sobre uma parcela da população. Utilizo alguns estudos sem essas metodologias apenas para coletar insights e retratar resultados que carecem de estudos quase-experimentais.

---

<sup>1</sup> Como Hamermesh (1977); Welch (1977); Danziger, Haveman e Plotnick (1981); Gustman (1982); Atkinson (1987); Atkinson e Micklewright (1990); Devine e Kiefer (1991); Anderson e Meyer (1993); Holmlund (1998); Meyer (2002) e Schmieder e von Wachter (2016).

Os modelos teóricos procuram estudar como um agente racional reage a um determinado sistema de regras de seguro-desemprego. Esta revisão divide os modelos teóricos em três tipos: (i) contrato de seguro-desemprego ótimo; (ii) efeitos sobre a oferta de trabalho; e (iii) efeitos sobre a qualidade do novo emprego. Para cada um deles, este estudo apresenta a configuração do modelo, seus resultados e suas interpretações. Para maiores detalhes sobre as resoluções, consulte o APÊNDICE E. A escolha dos modelos considera as propriedades gerais e qualitativas das soluções e a importância que os modelos possuem para explicar os estudos empíricos da literatura.

De modo geral, os modelos teóricos concluem que um sistema de seguro-desemprego mais generoso incentiva a redução da oferta de trabalho, via redução de esforço em procurar emprego, e resulta em aumento da duração do desemprego. Analisam que quando o benefício é constante no tempo e existe assimetria de informação que interfere na capacidade do governo em distinguir entre a demissão a pedido e a demissão sem justa causa, o seguro-desemprego pode incentivar a demissão do trabalhador. Ademais, os estudos teóricos encontram que um sistema de seguro-desemprego mais generoso gera dois efeitos opostos sobre o salário de reemprego: o efeito de seletividade tende a aumentar o salário, mas o efeito de depreciação do capital humano e de dependência da duração do desemprego tendem a reduzi-lo. A análise empírica avalia qual desses efeitos é mais forte para cada caso.

Por sua vez, os estudos empíricos têm encontrado um resultado consensual: seguro-desemprego gera aumento na duração do desemprego. Chamarei esse efeito de risco moral do seguro-desemprego no desemprego, ou risco moral *ex-post*.

Porém, o risco moral *ex-ante* é diferente: uma alteração de comportamento do segurado antes de receber o benefício, ou seja, pelo simples fato de estar elegível ao seguro. A literatura de seguro-desemprego tem explorado muito pouco esse efeito sobre seus segurados: um aumento de probabilidade de ser desempregado gerado pelo seguro-desemprego. Chamarei esse efeito de risco moral do seguro-desemprego no emprego, ou risco moral *ex-ante*. Uma proeminente literatura tem estudado esse efeito no Brasil, na Espanha e no Canadá.

A maioria dos estudos empíricos que avaliam os efeitos do seguro-desemprego sobre o salário de reemprego tem encontrado evidências de ausência de efeito. Todavia, também existem indícios de aumento e de diminuição de salário de reemprego. Esse resultado não é um consenso e está diretamente relacionado com os modelos teóricos que permitem essa variedade de resultados.



Por fim, a literatura empírica tem encontrado outros efeitos do seguro-desemprego sobre a sociedade. Um deles é a suavização do consumo dos trabalhadores. Por exemplo, Hsu, Matsa e Melzer (2018), demonstram que o seguro-desemprego contribuiu para o pagamento de hipotecas imobiliárias em 2008, nos Estados Unidos, e reduziu os efeitos da crise. Outro efeito do seguro-desemprego na economia, é a externalidade positiva sobre os não beneficiários ao aumentar suas chances de emprego e não reduzir a oferta de vagas, conforme Lalive, Landais e Zweimüller (2015) e Marinescu (2017).

Cabe destacar que os resultados de elasticidades do efeito do seguro-desemprego sobre a duração do desemprego encontrados nos estudos mais recentes são muito menores do que os encontrados em Meyer (2002), que revisa a literatura com estudos que utilizam regressão simples ou com modelos de sobrevivência do desemprego. As elasticidades encontradas por Meyer (2002) são da ordem de 1. Porém as elasticidades dos estudos recentes são da ordem próximos à 0,1. Por que tem ocorrido essa diferença nos estudos atuais em relação aos estudos mais antigos? Muitas razões podem explicar essa diferença: (1) Os estudos mais antigos se baseiam em metodologia com regressão simples, com forte dependência de premissas fortes sobre exogeneidade, o que prejudica as validades internas de suas estimativas; (2) Por outro lado, os artigos mais novos com metodologias quase-experimentais possuem estimativas locais, restritivas ao público-alvo afetado pela política, o que prejudica suas validades externas e inviabiliza as comparações com os estudos mais antigos; (3) A população tem reagido menos à política de seguro-desemprego atualmente. Ainda não se sabe o motivo dessa diferença de estimativas, mas a percepção é que o efeito do seguro-desemprego sobre a duração do desemprego tem sido estimado com magnitude menor do que antigamente.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA TEÓRICA

Um desenho de sistema de seguro-desemprego deve analisar um *trade-off* entre a suavização de consumo, providenciada pelo benefício no período de desemprego, e as distorções de incentivo à oferta de trabalho, gerada por suas regras.

Os modelos teóricos sobre seguro-desemprego procuram estudar esses efeitos sobre o comportamento dos trabalhadores, analisando como um agente racional reage em relação a um determinado sistema de regras de seguro-desemprego. Normalmente, os modelos analisam as consequências das regras sobre (i) a oferta de trabalho, (ii) a suavização do consumo, (iii) o

ganho de bem-estar social, (iv) o salário reserva, e (v) os indicadores de qualidade do novo emprego, em especial o salário de reemprego.

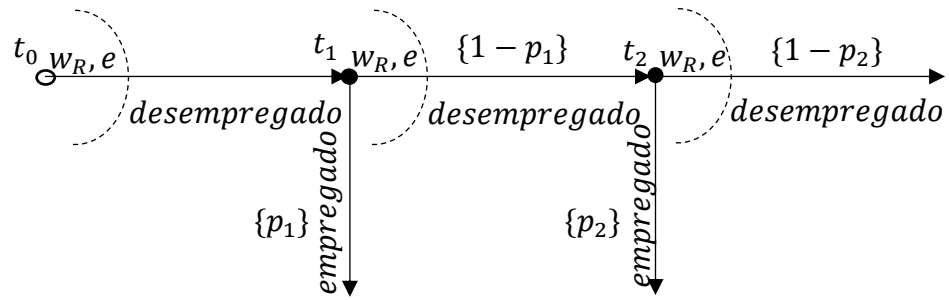
No modelo, os trabalhadores podem estar na situação de empregados ou desempregados. Quando empregados, os trabalhadores recebem um salário ( $w$ ), pagam tributos ( $\tau$ ) e possuem expectativas de utilidade para o futuro se estiverem empregados ( $V_{t+1}$ ), ou desempregados ( $U_{t+1}$ ), ponderadas a uma probabilidade ( $p$ ) de sair do desemprego.

Quando desempregados, eles recebem o benefício de seguro-desemprego ( $b$ ), possuem uma expectativa de utilidade se conseguirem se empregar ou se permanecerem desempregados, e escolhem um nível de esforço de procura de emprego ( $e$ ) e um nível de salário reserva ( $w_R$ ) que maximize sua utilidade esperada. Esse processo é descrito com propriedade por Mortensen (1977), que destaca que os trabalhadores descobrem uma amostra das possíveis ofertas de trabalho existentes após realizarem esforço em procurar emprego:

*In a market with imperfect wage information the job possibilities of an individual worker can be characterized as a distribution of possible wage offers. If this distribution is known and if a worker searches by sampling from this distribution in a sequential manner, then the optimal strategy is to accept the first offer obtained greater than some reservation wage. (MORTENSEN, 1977, p. 505).*

Uma premissa importante para representar um modelo é a estabilidade do emprego após a saída do desemprego. Uma hipótese usual é a de que o trabalhador começa o modelo desempregado, e, uma vez empregado, ele permanecerá nesse vínculo até a aposentadoria. Um exemplo desse tipo de hipótese pode ser visualizado na representação por teoria dos jogos do modelo de Shavell e Weiss (1979):

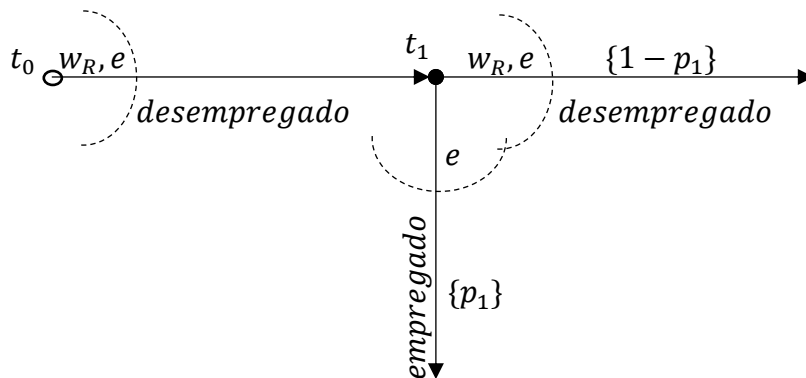
Figura 1.1 – Representação por teoria dos jogos do modelo de Shavell e Weiss (1979)



Fonte: Elaboração própria.

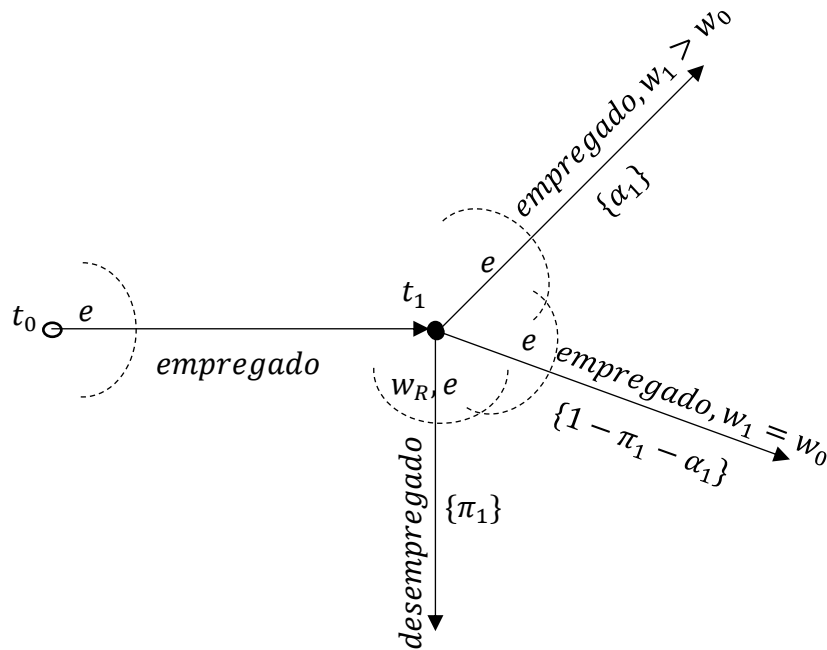
Também é possível que os modelos não façam a hipótese de estabilidade permanente no emprego. Assim, o trabalhador pode alternar entre as condições de emprego e desempregado. Um exemplo desse tipo de hipótese pode ser visualizado na representação por teoria dos jogos do modelo de Mortensen (1977), em que o trabalhador empregado pode continuar a se esforçar na procura de emprego que pague um salário maior que o atual:

Figura 1.2 – Representação por teoria dos jogos da primeira parte do modelo Mortensen (1977), se desempregado



Fonte: Elaboração própria.

Figura 1.3 – Representação por teoria dos jogos da segunda parte do modelo Mortensen (1977), se empregado



Fonte: Elaboração própria.

Os modelos teóricos se dividem quanto ao objeto que buscam explicar. Esta revisão de literatura apresenta três tipos de modelos teóricos: (i) contrato de seguro-desemprego ótimo, (ii) efeitos sobre a oferta de trabalho e (iii) efeitos sobre a qualidade do novo emprego. Para cada um deles, este estudo apresenta a configuração do modelo, seus resultados e suas interpretações. Para maiores detalhes sobre a resolução dos modelos, consulte o APÊNDICE E. A escolha dos modelos considera as propriedades gerais e qualitativas das soluções e a importância que os modelos possuem para explicar os estudos empíricos da literatura.

Como modelo de seguro-desemprego ótimo, utiliza-se o exercício teórico de Hopenhayn e Nicolini (2005). Eles consideram que o valor do benefício e a taxa de imposto podem mudar no tempo e a duração potencial ( $P$ ) do seguro-desemprego pode durar para sempre. Eles buscam um sistema de seguro-desemprego que minimize os gastos do governo restritos a um nível de utilidade dos trabalhadores, considerando a assimetria de informação a respeito do esforço dos trabalhadores e do tipo de demissão aos olhos do governo (modelo de principal-agente). Eles encontram que um sistema de seguro-desemprego ótimo deve ter, enquanto o trabalhador estiver empregado, taxas de imposto decrescentes e benefícios de seguro-desemprego potencial crescentes com a duração do emprego (*job tenure*); e enquanto o trabalhador estiver

desempregado, benefícios de seguro-desemprego decrescentes e taxas de imposto potencial crescentes com a duração do desemprego.

Apresento dois modelos que analisam os efeitos do seguro-desemprego na oferta de trabalho. O primeiro é de Chetty (2008), Schmieder, Wachter e Bender (2012), que estuda a maximização da função de bem-estar social ( $W$ ) sujeito a uma restrição orçamentária do governo, de modo similar ao caso dual do modelo de Hopenhayn e Nicolini (2005). Todavia, no modelo de Chetty, Schmieder, Wachter e Bender, o valor do benefício é constante no tempo e a duração do desemprego é delimitada. A ideia é analisar quais efeitos de alterações do valor do benefício e da duração potencial do seguro-desemprego sobre a função de bem-estar social, esforço em procurar trabalho e duração do desemprego. O segundo modelo é de Moffitt e Nicholson (1982), que desenvolve uma análise estática da restrição orçamentária do trabalhador entre renda e duração do desemprego (lazer). Ele analisa os efeitos de alterações da duração potencial do seguro-desemprego e do valor do benefício do seguro-desemprego sobre a duração do desemprego. Esses dois modelos são totalmente diferentes, mas encontram resultados congruentes que explicam que um sistema de seguro-desemprego mais generoso incentiva a redução da oferta de trabalho, via redução de esforço em procurar emprego, e resulta em aumento da duração do desemprego.

Por fim, apresento dois modelos que analisam o efeito do seguro-desemprego sobre a qualidade do novo emprego, que é representada pelo valor do salário de reemprego. O primeiro modelo é de Schmieder, Wachter e Bender (2016), que utiliza elementos essenciais dos estudos de Rogerson, Shimer, Wright (2005) e McCall (1970). Assim, esta revisão também os cita como autores do modelo. O modelo analisa os efeitos do aumento de duração potencial do seguro-desemprego sobre o salário esperado de reemprego. O segundo modelo é de Nekoei e Weber (2017) e analisa o efeito do aumento do valor do benefício sobre o salário de reemprego. Esses dois modelos partem de premissas diferentes, analisam variáveis do seguro-desemprego diferentes, mas encontram conclusões semelhantes: que um sistema de seguro-desemprego mais generoso gera dois efeitos opostos sobre o salário de reemprego, e que a análise empírica avaliará qual desses efeitos é mais forte para o caso estudado.

## 2.1 Modelo de contrato de seguro-desemprego ótimo

### 2.1.1 Hopenhayn e Nicolini (2009)

Esse Modelo avalia como seria um contrato de seguro-desemprego ótimo ao longo do tempo (caminho do seguro-desemprego), considerando o desenho de problemas repetidos de risco moral. Sem assumir a hipótese de estabilidade permanente no emprego, os autores avaliam dois problemas de otimização do governo: quando o trabalhador está empregado e quando ele está desempregado. Em ambos os problemas de otimização, o governo busca minimizar o orçamento de gasto com seguro-desemprego sujeito a uma restrição de utilidade do agente representativo dos trabalhadores.

A solução do problema depende da capacidade do governo em monitorar o esforço do trabalhador em procurar emprego e em distinguir os tipos de causas de desligamento, ou seja, se os desligamentos são a pedido ou sem justa causa (*layoff* ou *quit*). No caso 1, assume-se as hipóteses de que o governo é capaz de monitorar o esforço e distinguir os tipos de causas de desligamento. Nos casos posteriores, essas hipóteses são relaxadas. Então, analisa-se a existência de comportamento oportunista do trabalhador quando o sistema de seguro-desemprego foi desenhado, conforme a solução do caso anterior, e recalcula-se as novas soluções do problema de otimização.

#### 2.1.1.1 Caso 1 – Solução ótima com informação perfeita do governo quanto ao esforço e ao tipo de desligamento

Problema 1: Empregado:

$$\begin{aligned} \min_{c, V_{t+1}, U_{t+1}} \quad & A = c - w + \beta[(1 - \pi)A(V_{t+1}) + \pi C(U_{t+1})] \\ \text{s. a} \quad & u(c) + \beta[(1 - \pi)V_{t+1} + \pi U_{t+1}] \end{aligned} \quad (1)$$

Problema 2: Desempregado:

$$\begin{aligned} \min_{c, V_{t+1}, U_{t+1}} \quad & C = c + \beta[pA(V_{t+1}) + (1 - p)C(U_{t+1})] \\ \text{s. a} \quad & u(c) - e + \beta[pV_{t+1} + (1 - p)U_{t+1}] \end{aligned} \quad (2)$$

Onde  $\pi$  é a probabilidade de ser demitido;  $A$  é o orçamento do governo quando o trabalhador está empregado;  $C$  é o orçamento do governo quando o trabalhador está desempregado; e  $\beta$  é a taxa de desconto da utilidade no tempo.

Enquanto empregado, a solução do primeiro problema é

$$\frac{1}{u'(c)} = A'(V_{t+1}) = C'(U_{t+1}) = A'(V_t) \quad (3)$$

Como as funções de orçamento são estritamente convexas,  $V_{t+1} = V_t$ , ou seja, o trabalhador possui o mesmo nível de utilidade. Portanto, enquanto empregado, o consumo e a taxa de imposto são constantes no tempo, independente da duração do emprego.

Enquanto desempregado, a solução do problema é

$$\frac{1}{u'(c)} = A'(V_{t+1}) = C'(U_{t+1}) = C'(U_t) \quad (4)$$

Assim,  $U_{t+1} = U_t$ , ou seja, o trabalhador possui o mesmo nível de utilidade. Logo, enquanto desempregado, o consumo é constante no tempo, independente da duração do desemprego. Portanto, os benefícios de seguro-desemprego são fixos e não possuem uma duração potencial.

*2.1.1.2 Caso 2 – Consequência do seguro-desemprego com valor fixo no tempo, sem duração potencial, com taxas de imposto constantes no tempo, quando existe informação imperfeita do governo quanto ao esforço do trabalhador*

Quando o governo não é capaz de monitorar o esforço do trabalhador na procura de emprego e o benefício é constante por tempo indeterminado, o trabalhador sempre opta pelo menor esforço na procura de um novo trabalho, ou seja,  $e = 0$ . Com isso, o seguro-desemprego gera um aumento na duração do desemprego. Esse é um exemplo de comportamento oportunista do trabalhador quando a configuração do sistema do seguro-desemprego não está adaptada à disponibilidade de informações ao governo.

*2.1.1.3 Caso 3 – Solução ótima com informação imperfeita do governo quanto ao esforço do trabalhador*

Nesse caso, adiciona-se a restrição de incentivo no problema 2, quando o trabalhador está desempregado:  $\beta p(V_{t+1} - U_{t+1}) \geq 1$

Enquanto empregado, a solução é idêntica à anterior, ou seja, o consumo e a taxa de imposto são constantes no tempo, independente da duração do emprego.

Enquanto desempregado, a solução do problema é

$$C'(U_{t+1}) < C'(U_t) < A'(V_{t+1}) \quad (5)$$

Assim  $U_t > U_{t+1}$ , ou seja, a utilidade diminui com o tempo enquanto o trabalhador está desempregado. Portanto, os valores de benefício do seguro-desemprego serão decrescentes durante a duração do desemprego e o imposto cobrado quando empregado será tanto maior quanto maior for a duração do desemprego.

*2.1.1.4 Caso 4 – Consequência do seguro-desemprego decrescente, com taxas de imposto crescentes em função do tempo de desemprego, quando existe informação imperfeita do governo quanto ao tipo de desligamento*

Utilizando a solução do caso anterior, ao juntar o resultado da situação de empregado com o resultado da situação de desempregado, e denotando  $\tilde{U}_{t+1}$  como a utilidade esperada de desemprego estando empregado (utilidade esperada do problema 1):

$$C'(U_t) < A'(V_{t+1}) = C'(\tilde{U}_{t+1}) \quad (6)$$

Assim  $U_t < \tilde{U}_{t+1}$ , ou seja, a utilidade aumenta em uma nova demissão. Isso ocorre porque os valores de benefício do seguro-desemprego serão renovados se o trabalhador arrumar outro emprego e for demitido em seguida. Esse resultado gera incentivo adverso de o trabalhador obter novos empregos temporários para ser demitido em seguida, ou, quando em bons empregos, incentivar sua demissão rapidamente. Esse é um dos poucos modelos na literatura que explicam o comportamento oportunista do trabalhador em incentivar sua demissão para obter o benefício do seguro-desemprego, ou seja, o risco moral no emprego.



### 2.1.1.5 Caso 5 – Solução ótima com informação imperfeita do governo quanto ao esforço do trabalhador e ao tipo de desligamento

Nesse caso, além da restrição de incentivo no problema 2, adiciona-se a restrição de *no-quit* no problema 1, quando o trabalhador está empregado:  $V_{t+1} \geq U_{t+1}$ .

Com isso, a solução do segundo problema é

$$A'(V_{t+1}) > A'(V_t) > C'(U_{t+1}) \quad (7)$$

Então,  $V_{t+1} > V_t$ , ou seja, enquanto empregado, a utilidade aumenta à medida que a duração do emprego aumenta. Isso porque a taxa de imposto passa a ser decrescente e o benefício do seguro-desemprego potencial aumenta à medida que o *job tenure* aumenta. Esse efeito faz a utilidade esperada do futuro sempre aumentar e estimula o trabalhador a permanecer no emprego, sem tentar incentivar a demissão.

O problema 2 tem a solução idêntica ao caso anterior, ou seja, enquanto desempregado, os valores de benefício do seguro-desemprego serão decrescentes durante a duração do desemprego, e o imposto cobrado quando empregado será tanto maior quanto maior for a duração do desemprego.

## 2.2 Modelos de efeitos do seguro-desemprego sobre a oferta de trabalho

### 2.2.1 Chetty (2008); Schmieder, von Wachter e Bender (2012)

Esse modelo avalia a função de bem-estar representada pela utilidade de um agente representativo, e sujeito à uma restrição orçamentária do governo. Assume-se que o trabalhador fica desempregado no período inicial (em  $t = 0$ , o trabalhador está desempregado). Ao encontrar um emprego, o trabalhador permanece nele até a aposentadoria em  $T$ , ou seja, a hipótese de estabilidade permanente no emprego. Considere  $S_t$  a probabilidade de “sobrevivência” do desemprego até a época  $t$ . Assume-se, também, que: (i) o benefício ( $b$ ) é fixo; (ii) o esforço em procurar emprego ( $e$ ) é a variável de escolha do trabalhador; (iii) a probabilidade de sair do desemprego ( $p$ ) é padronizada pelo esforço ( $e = p$ ); (iv) a taxa de

desconto no tempo não interfere na decisão, ou seja,  $\beta = 1$ ; (v) o nível de utilidade quando empregado é maior que quando desempregado ( $v > u$ ); (vi) as funções utilidade são crescentes e côncavas; (vii) com isso, que a utilidade marginal quando desempregado é maior que quando empregado ( $u' > v'$ ); (viii) a duração potencial ( $P$ ) é fixa e finita; (ix) se um salário fixo ( $w$ ) for oferecido, o emprego será aceito, ou seja, as decisões de  $P$  e  $b$  não afetam o salário reserva ( $w_R$ ); (x) o período de desemprego pode se estender além da duração potencial do seguro-desemprego, ou seja, se  $t > P$ , então, o consumo quando desempregado ( $c_u$ ) não contará com a renda do benefício do seguro-desemprego; e (xi) que os trabalhadores consomem toda a renda do período (*hand-to-mouth*). Assim, o problema de otimização do governo é maximizar a função de bem-estar esperada, sujeito a sua restrição orçamentária. A função de bem-estar se divide em: período desempregado antes da duração potencial do seguro-desemprego; período desempregado após a duração potencial; período empregado e o custo de utilidade em procurar emprego.

$$\begin{aligned} \max_{P,b,\tau} W = & \int_0^P S_t u(c_{u,t \leq P} = y_u + b) + \int_P^T S_t u(c_{u,t > P} = y_u) + \\ & + \int_0^T [1 - S_t] v(c_e = w - \tau) + \int_0^T S_t \psi(p_t) \\ s. a \tau(T - D) = & bB + E \end{aligned} \quad (8)$$

Onde  $y_u$  é a renda do não trabalho<sup>2</sup>;  $\tau$  é o imposto;  $D$  é a duração do desemprego;  $B$  é a duração do seguro-desemprego;  $E$  representa outros gastos do governo<sup>3</sup>; e  $\psi(p_t)$  é a desutilidade em procurar emprego.

O modelo considera que as variáveis  $b$ ,  $P$  e  $\tau$  não estão em seus níveis ótimos. Assim, realiza-se uma análise de sensibilidade de variação de  $b$  e  $P$  sobre o nível de bem-estar da sociedade.

Analisando a condição de primeira ordem com relação à  $b$ , pode-se inferir que caso haja um aumento do valor do benefício, ocorre (i) um aumento mecânico de bem-estar devido à suavização do consumo dos desempregados; e (ii) uma redução de bem-estar provocada pelo custo comportamental dos trabalhadores em ofertar menos emprego. Essa mudança

---

<sup>2</sup> Essa renda pode ser recebida em decorrência de ativos que a família possa ter antes do desemprego, por empréstimos ou por outra fonte de renda não especificada pelos autores (como renda de trabalho informal, doação de terceiros ou programa de transferência de renda condicionada do governo). No modelo original de Chetty (2008) não há essa renda, porém, existe a variação do patrimônio, e com isso ele também analisa o efeito da restrição de liquidez na oferta de trabalho quando desempregado.

<sup>3</sup> Essa variável foi incluída por completude por Schmieder e von Wachter (2016).

comportamental gera um custo adicional ao governo com o pagamento do benefício por mais tempo e gera uma perda de arrecadação na proporção do aumento da duração do desemprego.

$$\frac{dW}{db} = \frac{\text{aumento de bem-estar da suavização do consumo}}{(u' - v')B} - \frac{\text{custo comportamental}}{v' \left[ b \left( \frac{dB}{db} \right) + \left( \frac{dD}{db} \right) \tau \right]} \quad (9)$$

Analisando a condição de primeira ordem com relação à  $P$ , caso haja um aumento da duração potencial do seguro-desemprego, ocorre um resultado semelhante: (i) um aumento mecânico de bem-estar devido à suavização do consumo dos desempregados; e (ii) uma redução de bem-estar provocada pelo custo comportamental dos trabalhadores em ofertar menos emprego. Nesse caso, o primeiro termo é ponderado pela probabilidade de estar desempregado até a duração potencial ( $S_P$ ). O segundo termo indica que o bem-estar social diminui porque gera um custo adicional ao governo ao pagar o benefício por mais tempo e gera uma perda de arrecadação na proporção do aumento da duração do desemprego, gerado pelo aumento da duração potencial.

$$\frac{dW}{dP} = \frac{\text{aumento de bem-estar da suavização do consumo}}{S_P b (u' - v')} - \frac{\text{custo comportamental}}{v' \left[ b \int_0^P \frac{dS_t}{dP} dt + \left( \frac{dD}{dP} \right) \tau \right]} \quad (10)$$

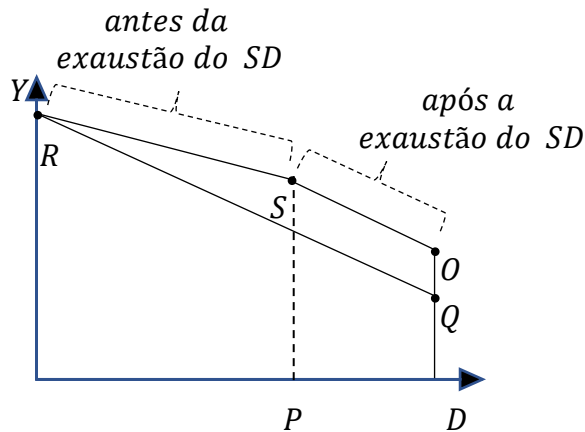
### 2.2.2 Moffitt e Nicholson (1982)

Avalia um caso estático de escolha ótima de uma alocação de renda e duração de desemprego. Esse modelo não representa um avanço em relação aos demais analisados, mas, por sua simplicidade, representação gráfica e resultados similares aos demais, tem sua importância. O modelo se concentra na representação gráfica da restrição orçamentária da escolha de dois bens: renda e duração do desemprego (que gera lazer). Assim, ele aborda um modelo padrão de alocação trabalho-lazer.

Assumindo que as funções de utilidade são bem-comportadas e que os dois bens são normais, a alocação ótima conterá um pouco de renda e de duração do desemprego. Como o modelo é estático, pressupõe-se que os trabalhadores fazem suas escolhas ótimas em termos intertemporais de longo prazo e suas escolhas de equilíbrio poderiam ser representadas de modo estático.

Para a representação da restrição orçamentária, o modelo assume que os benefícios são constantes no tempo e que existe uma duração potencial do seguro-desemprego delimitada. Após esse período, o trabalhador deixa de receber o benefício do seguro-desemprego. A representação gráfica da restrição orçamentária é:

Figura 1.4 – Restrição orçamentária do modelo de Moffitt e Nicholson (1982)

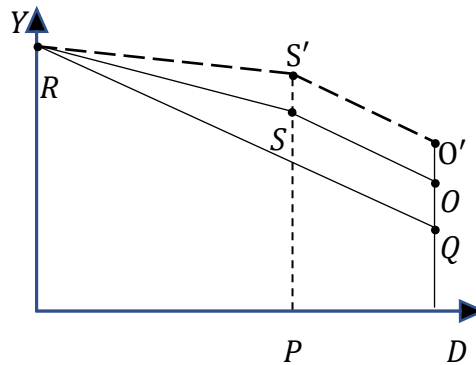


Fonte: Moffitt e Nicholson (1982), p. 3.

O segmento de reta  $\overline{RQ}$  representa a restrição orçamentária sem o seguro-desemprego. Porém, com a existência do seguro-desemprego, a restrição orçamentária é formada pelo segmento  $\overline{RSO}$ , onde  $\overline{RS}$  é a região antes da exaustão da duração potencial do seguro-desemprego,  $\overline{SO}$  é a região após a exaustão da duração potencial do seguro-desemprego, e o ponto  $S$  é o ponto *kink* de exaustão da duração potencial.

Se ocorre um aumento no valor do benefício do seguro-desemprego,  $b$  e  $r$  aumentam. Esse efeito é representado na Figura 1.5.

Figura 1.5 – Restrição orçamentária do modelo de Moffitt e Nicholson (1982), após mudança no valor do benefício

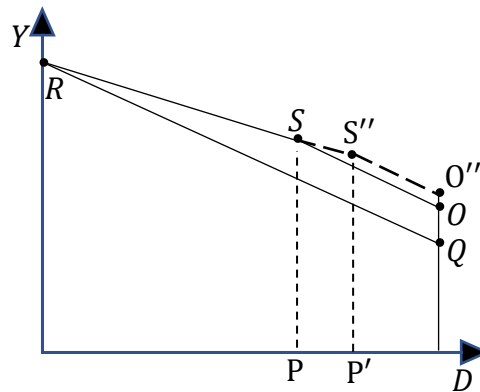


Fonte: Moffitt e Nicholson (1982), p. 4.

Como os dois bens são normais, é possível verificar que a duração do desemprego será maior ou igual à anterior em qualquer ponto onde ocorra a maximização da utilidade, após o aumento do valor do benefício do seguro-desemprego, ou seja,  $D' \geq D$ .

Se ocorre um aumento na duração potencial do seguro-desemprego,  $P$  aumenta. Esse efeito é representado na Figura 1.6.

Figura 1.6 – Restrição orçamentária do modelo de Moffitt e Nicholson (1982), após mudança na duração potencial



Fonte: Moffitt e Nicholson (1982), p. 4.

Como os dois bens são normais e por preferência revelada, é possível verificar que:

- se o ponto de maximização de utilidade era antes de  $S$ : a duração do desemprego permanecerá a mesma, sem alteração, ou seja,  $D'' = D$ ;
- se o ponto de maximização de utilidade era em  $S$ : não é possível afirmar se a duração do desemprego aumentará ou permanecerá igual, mas não diminuirá;

- se o ponto de maximização de utilidade era após S: a duração do desemprego aumentará, ou seja,  $D'' \geq D$ .

## 2.3 Modelos de efeitos do seguro-desemprego sobre a qualidade do novo emprego

2.3.1 Schmieder, von Wachter, Bender (2016); Mccall (1970); Rogerson, Shimer e Wright (2005)

Os autores desenvolvem um modelo de equilíbrio parcial em que assumem: (i) a hipótese de hipótese de estabilidade permanente no emprego; (ii) que os trabalhadores consomem toda a renda; e (iii) que a duração do desemprego reduz o capital humano dos desempregados. O modelo de *job search* considera o salário reserva como endógeno, ou seja, ele é determinado pelo modelo.

Em sua resolução, o modelo reúne diversas propriedades dos modelos de Rogerson et al. (2005) e McCall (1970). Ele estuda quais são os efeitos que o aumento da duração potencial do seguro-desemprego provoca no salário esperado de reemprego. Como uma de suas suposições é de que a duração do desemprego reduz o capital humano dos desempregados, esse efeito ocorreria de forma similar à forma modelada por McCall (1970), em que o aumento ou redução de capital humano deslocam a função de distribuição da oferta de salários. Ademais, um aumento da duração potencial do seguro-desemprego aumentaria o salário reserva, conforme encontrado por Rogerson et al. (2005) e McCall (1970).

O modelo começa com três equações: duas funções de utilidade de empregado e de desempregado [conforme Rogerson et al. (2005)] e uma função de salário esperado.

$$\max_p U_t = b_t - \psi(p_t) + (1 - p_t)\beta U_{t+1} + p_t\beta \int_0^\infty \max\{U_{t+1}, V_{t+1}(w)\}dF(w) \quad (11)$$

$$V_t(w) = w + \beta V_{t+1}(w) \quad (12)$$

$$w^e = w^e(w_R, \mu_t) \quad (13)$$

Um dos resultados do modelo é que o aumento de duração potencial do seguro-desemprego reduz o esforço em obter emprego e a probabilidade de sair do desemprego. Com isso, aumenta a duração do desemprego, conforme retratado abaixo. Esse resultado já foi encontrado por

outros modelos teóricos, como Chetty (2008); Schmieder, von Wachter e Bender (2012), e Moffitt e Nicholson (1982). Porém, o resultado será útil para explicar o efeito da duração do desemprego no salário de reemprego.

$$\frac{dp}{dP} = \psi''(p)\beta(F(w_R) - 1) \frac{dU_{t+1}}{dP} (1 - \beta) < 0 \quad (14)$$

Para analisar o efeito do aumento da duração potencial sobre o salário esperado de reemprego, estima-se a derivada da terceira equação do modelo em relação à  $P$ . Utilizando o resultado anterior e adicionando a hipótese de depreciação do capital humano gerado pelo aumento da duração do desemprego, o modelo conclui que um aumento da duração potencial do seguro-desemprego geraria dois efeitos opostos: (1) aumento do salário pelo efeito seletividade; e (2) redução do salário pela depreciação do capital humano.

$$\frac{dw^e}{dP} = \underbrace{\frac{\frac{+}{dw^e} \frac{+}{dw_R}}{\frac{dw_R}{dP}}}_{\text{Efeito seletividade do aumento do salário reserva}} + \underbrace{\frac{\frac{+}{dw^e} \frac{-}{d\mu_t}}{\frac{d\mu_t}{dP}}}_{\text{Efeito da redução do capital humano do aumento da duração do desemprego}} \quad (15)$$

Como esses dois efeitos são opostos, uma avaliação empírica determinaria qual desses efeitos é o mais forte. No caso do estudo de Schmieder, von Wachter e Bender (2016), eles estimam que o efeito seletividade não foi *bind*. Assim, somente o efeito de depreciação do capital humano foi presente no caso analisado pelos autores e isso explica a estimativa de redução do salário de reemprego encontrada pelos autores.

### 2.3.2 Nekoei e Weber (2017)

Modelo de *job search* que considera o salário reserva endógeno, ou seja, ele é determinado pelo modelo. Assim como Schmieder, von Wachter e Bender (2016), os autores desenvolvem um modelo de equilíbrio parcial em que assumem a hipótese de estabilidade permanente no emprego e que os trabalhadores consomem toda a renda e, por fim, explica como o salário de reemprego se comporta para um sistema de seguro-desemprego mais generoso. Mas, agora eles analisam o efeito do aumento do valor do benefício sobre o salário de reemprego.

Ao invés de assumir o efeito do aumento da duração do desemprego no capital humano, os autores assumem a hipótese de que os trabalhadores passam a aceitar salários menores com o

aumento do tempo de desemprego e a reduzir as expectativas de utilidade caso seja empregado ( $V_t \geq V_{t+1}$ )<sup>4</sup>. Assim, o efeito sobre a seletividade poderia ser compensado pela dependência da duração do desemprego. A estrutura de equações e condições do modelo é apresentada a seguir.

$$\max_{V, \psi} U_t = pV + (1 - p)(u(b_t) + \beta U_{t+1}) - \psi \quad (16)$$

$$V_t = pV + (1 - p)V_{t+1} \quad (17)$$

$$p = p(V, \psi) \quad (18)$$

$$V_t \geq V_{t+1} \quad (19)$$

Tal como o modelo anterior, a solução do modelo de Neloie e Weber também encontra que um seguro-desemprego mais generoso gera dois efeitos opostos sobre o salário de reemprego. Analisando agora o aumento do valor do benefício, eles concluem que um aumento de benefício gera dois efeitos opostos: (1) aumento da seletividade; e (2) redução do salário pela dependência da duração do desemprego.

$$\frac{dV_t}{db_t} = \underbrace{\frac{dV}{db_t}}_{\substack{\text{efeito} \\ \text{seletividade}}}^+ + \underbrace{\frac{dp}{db_t}}_{\substack{\text{efeito da} \\ \text{duração do} \\ \text{desemprego}}}^- \underbrace{(V - V_{t+1})}_{\substack{\text{dependência da} \\ \text{duração do} \\ \text{desemprego}}}^+ \quad (20)$$

Como esses dois efeitos são opostos, uma avaliação empírica determina qual é o mais forte. No caso do estudo de Nekoei e Weber (2017), eles encontram que o aumento do benefício gerou um aumento no salário de reemprego, ou seja, que o efeito seletividade foi superior ao efeito da dependência da duração do desemprego.

### 3 REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA

O seguro-desemprego pode influenciar as decisões do trabalhador por dois instrumentos: valor do benefício, ou duração potencial. Seja em decorrência de elevação no valor ou na duração potencial, a literatura tem encontrado seus efeitos sobre o comportamento dos trabalhadores na oferta de trabalho.

---

<sup>4</sup> Essa hipótese de dependência da duração do desemprego está em linha com os achados da literatura de que a taxa de *hazard* de saída do desemprego aumenta no final da duração potencial do seguro-desemprego, conforme estudos de Moffitt (1985), Katz e Meyer (1990), Rebollo-Sanz (2012), e Caliendo, Tatsiramos e Uhlendorff (2013).



Um resultado consolidado é o aumento na duração do desemprego. Ele ocorre porque o seguro-desemprego tende a aumentar o valor mínimo de salário que o trabalhador exige para aceitar uma oferta de emprego, ou seja, o salário reserva. Além disso, um seguro-desemprego mais generoso tende a reduzir o esforço do beneficiário em procurar um novo emprego. Assim, maiores valores de seguro-desemprego ou maior duração potencial de seguro-desemprego tendem a prolongar o tempo em que o beneficiário fica desempregado, ou seja, a duração do desemprego<sup>5</sup>.

O seguro-desemprego também afeta o valor do salário de reemprego. Como é esperado que o seguro-desemprego aumente o salário reserva, ele tende a aumentar o salário no novo emprego, porque o trabalhador se torna mais seletivo. Por outro lado, se a duração do desemprego for elevada, pode ocorrer depreciação do capital humano do trabalhador ou pode-se induzir o trabalhador a aceitar menores ofertas de salário, e o seguro-desemprego pode contribuir com uma redução do salário de reemprego. Como os dois efeitos são opostos, existem na literatura evidências de aumento e de diminuição de salário de reemprego geradas pelo seguro-desemprego, e esse resultado não é um consenso.

Por fim, o seguro-desemprego pode gerar outros efeitos sobre a economia. Um deles é a suavização do consumo dos trabalhadores. Por exemplo, Hsu, Matsa e Melzer (2018), demonstram que o seguro-desemprego contribuiu para o pagamento de hipotecas imobiliárias em 2008, nos Estados Unidos, e reduziu os efeitos da crise. Outro efeito do seguro-desemprego na economia é a externalidade positiva sobre os não beneficiários ao aumentar suas chances de emprego e não reduzir a oferta de vagas, conforme Lalive, Landais e Zweimüller (2015) e Marinescu (2017).

---

<sup>5</sup> Solon (1979), Farber e Valletta (2015), Farber, Rothstein e Valletta (2015) e Rothstein (2011) trazem uma importante distinção entre a duração de desemprego e a duração de não-emprego. Solon (1979) critica a medida de duração do desemprego para explicar o risco-moral do seguro-desemprego. Segundo ele, a duração potencial aumenta a duração do desemprego porque faz com que os beneficiários continuem a procurar emprego para justificar a continuidade do benefício. Enquanto o não-beneficiário que não se emprega, sai da força de trabalho e desiste de procurar emprego, deixando de ser desempregado e atachando a força de trabalho. Segundo eles, o aumento de duração do desemprego gerado pelo seguro-desemprego não é explicado pela mudança de comportamento oportunista dos trabalhadores em procurar emprego, mas é explicado pela saída de pessoas da força de trabalho. Eles chamam esse efeito de atachamento da força de trabalho. Todavia, essa crítica não se aplica à maioria dos estudos analisados nesta revisão de literatura, que utilizam bases de dados administrativas e mensuram o tempo entre empregos (duração do não-emprego) como métrica para medir o risco moral do seguro-desemprego. Como os estudos aqui analisados estão isentos dessa crítica e com a finalidade de não dissociar os resultados entre os estudos teóricos e os estudos empíricos, esta revisão de literatura não fará distinção entre os termos “duração do desemprego” e “duração do não-emprego”.

A parte empírica desta revisão de literatura focará sobre os estudos recentes a partir do ano 2000, com abordagens quase-experimentais envolvendo um experimento natural (gerado por mudança exógena na legislação) ou envolvendo métodos com regressão descontínua. Esses estudos, em geral, não apresentam boa validade externa para interpretar os resultados perante a uma população ou para representar o comportamento humano de modo geral. Porém, devido à assunção de hipóteses fracas e razoáveis, esses modelos possuem elevada validade interna dos resultados e representam um ótimo experimento do efeito do seguro-desemprego sobre uma parcela da população. Utilizo alguns estudos sem essas metodologias apenas para coletar insights e para retratar resultados que carecem de estudos quase-experimentais.

Para entender essa escolha de seleção de resultados e realizar uma revisão de literatura crítica, as próximas cinco seções analisam as metodologias mais utilizadas quanto às hipóteses assumidas e às validades interna e externa de suas estimativas: Regressão simples; Modelos de sobrevivência do desemprego; Avaliação após mudança exógena na legislação; Regressão Descontínua sobre uma variável que aumenta a duração potencial do desemprego; e Regressão Descontínua *Kink* sobre as mudanças de *replacement rate* (benefício/salário anterior).

### 3.1 Regressão Simples

Essa metodologia utiliza a variabilidade da duração potencial do seguro-desemprego ( $P_{it}$ ) ou da *replacement rate* ( $r_{it}$ ) para avaliar os impactos do seguro-desemprego na variável de resultado ( $y_{it}$ ). Seja uma regressão em painel, OLS ou POLS, esses estudos normalmente usam uma modelagem com a inclusão de diferentes variáveis de controle ( $X_{it}$ ), conforme demonstração a seguir.

$$y_{it} = \gamma r_{it} + \theta P_{it} + \beta X_{it} + u_{it} \quad (21)$$

É natural supor que as variáveis de interesse  $r_{it}$  e  $P_{it}$  sejam correlacionadas com o salário anterior e o tempo de emprego (*job tenure*) do trabalhador antes da demissão. Tanto o salário quanto o *job tenure* são possivelmente correlacionados com variáveis omitidas ou não observáveis, que estariam contidas no termo de erro ( $u_{it}$ ). Além disso, é possível que exista simultaneidade entre o desemprego e o seguro-desemprego. Isso tornaria as estimativas dessa metodologia endógenas. A depender das variáveis de controle utilizadas, as estimativas podem variar sensivelmente. Para que haja validade interna dos resultados, é necessário assumir

premissas muito fortes como não correlação das variáveis de interesse com relação a variáveis omitidas do modelo e ausência de simultaneidade. Essa fragilidade de metodologia foi apontada por Meyer e Mok (2014), Schmieder e von Wachter (2016), e Card et al. (2015).

### 3.2 Modelos de Sobrevivência do Desemprego

Essa metodologia utiliza modelos de sobrevivência paramétricos ou semiparamétricos para estimar os efeitos de variáveis de interesse  $r_{it}$  e  $P_{it}$  sobre a função de *hazard* da saída do desemprego, conforme demonstração a seguir.

$$h(t) = h_0(t) \exp(\gamma r_{it} + \theta P_{it} + \beta X_{it}) \quad (22)$$

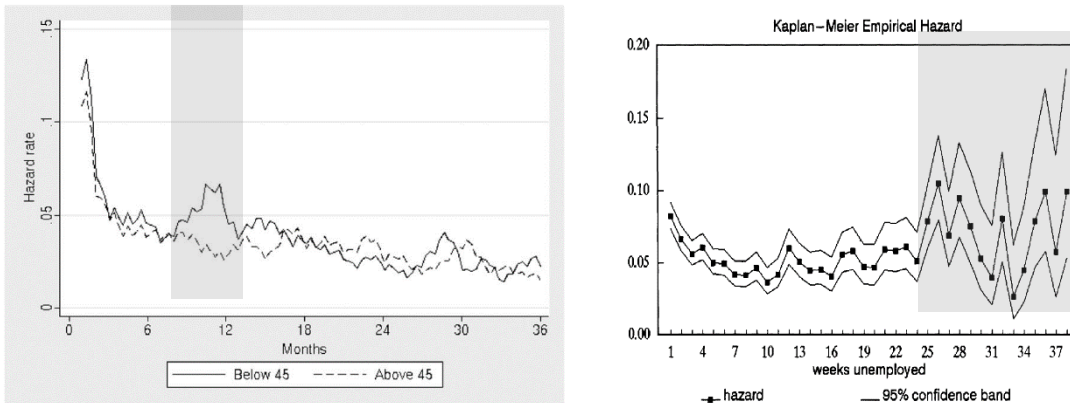
onde  $h(t)$  é a função de *hazard* da saída do desemprego, ou seja,

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t} \quad (23)$$

Assim como na regressão simples, é necessário assumir premissas muito fortes como as hipóteses de que as variáveis de interesse  $r_{it}$  e  $P_{it}$  são não correlacionadas com variáveis omitidas.

Todavia, um *insight* muito útil desse tipo de abordagem empírica é um resultado clássico na literatura para exemplificar o papel da duração potencial do seguro-desemprego na duração do desemprego. Podendo também ser gerado por modelos de sobrevivência não paramétricos, estima-se a taxa de *hazard* da saída do desemprego em relação ao tempo de desemprego. Graficamente, visualiza-se que as taxas de saída do desemprego aumentam quando se chega próximo ao final da duração potencial, conforme mostrado nos exemplos abaixo.

Figura 1.7 – Exemplo de aumento do *hazard rate* da saída do desemprego no final da duração potencial do seguro-desemprego



Fonte: (Esquerda) Caliendo et al. (2013), p. 619; (Direita) Meyer (1990), p. 763.

Isso demonstra que grande parte dos trabalhadores esperam até o final da duração potencial do seguro-desemprego para sair do desemprego. Logo, se o governo decidir aumentar a duração potencial, espera-se que a duração do desemprego também aumente.

### 3.3 Avaliação após mudança exógena na legislação (experimento natural)

Normalmente um experimento natural ocorre após uma mudança na legislação em certo momento, que crie grupos de tratamento e controle, e que não seja correlacionada com as variáveis explicativas omitidas pelo modelo. Nesse caso, a hipótese de não endogeneidade ( $E(r'u)$ ,  $E(P'u)$ ,  $E(X'u) = 0$ ) seria respeitada e as estimativas dos parâmetros de interesse ( $\gamma$  e  $\theta$ ) poderiam ser consideradas como mensuração da relação causal da duração potencial do seguro-desemprego e do *replacement rate* do seguro-desemprego sobre, por exemplo, a duração do desemprego ( $y$ ).

Pode-se utilizar a metodologia de avaliação chamada “Diferenças em Diferenças”, considerando os grupos de tratamento ( $D = 1$ ) e controle ( $D = 0$ ), antes ( $T = 0$ ) e depois ( $T = 1$ ) da alteração da legislação, se a legislação alterou a quantidade de dias da duração potencial do seguro-desemprego ou a *replacement rate*, conforme formulação a seguir.

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 T_t + (\gamma \text{ ou } \theta) D_i T_t + \beta X_{it} + u_{it} \quad (24)$$

Ou, ainda, a metodologia poderia ser representada por um painel de controle de efeitos fixos, conforme modelo a seguir. Essa abordagem permite que o tratamento ocorra em diferentes

níveis, ao invés de ser representado por uma *dummy*, e aceita que diferentes grupos possam aderir e sair do tratamento em períodos díspares.

$$y_{it} = \gamma r_{it} + \theta P_{it} + \beta X_{it} + c_i + u_{it} \quad (25)$$

A validade interna do estudo depende fortemente se a alteração na legislação foi exógena, ou seja, não correlacionada com demais fatores omitidos na regressão que afetem a participação do beneficiário no seguro-desemprego. A análise quanto à exogeneidade de cada alteração é argumentativa, e, em alguns casos, essa suposição se torna de difícil aceitação.

Por exemplo, nos Estados Unidos, durante a crise de 2008, alguns estados aumentaram a duração potencial do seguro-desemprego para até 99 semanas (antes era de 26 semanas). Cada estado resolveu quanto que expandiria de duração potencial para seus habitantes. Obviamente, uma variável importante nesse processo de decisão se deve ao perfil de eleitorado nesses estados e quanto que eles valorizam o aumento de duração potencial do seguro-desemprego em momento de crise. Além disso, é razoável supor que as populações que mais valorizam o aumento de duração potencial podem também usufruir mais fortemente dos benefícios do seguro-desemprego. Nesse caso, percebe-se que o perfil de preferência de cada população, que pode se alterar à medida que a crise se agrava e que não é mensurável, não está presente nas regressões e seria relacionado com a participação do desempregado no seguro-desemprego. Logo, a suposição de  $E(r'u) = 0$  ou  $E(P'u) = 0$  se torna uma hipótese forte, porque a alteração na legislação dificilmente poderia ser interpretada como exógena.

Outro exemplo de alteração endógena ocorre quando o comportamento dos trabalhadores pode ser antecipado a uma alteração de legislação. Isso acontece quando a população consegue perceber que a mudança na legislação acontecerá em um futuro próximo. A endogeneidade ocorre quando o estudo utiliza esse período em que a população se antecipa como *benchmark* de controle para avaliar a mudança na legislação. Por exemplo, na alteração da legislação ocorrida no final de 2014, no Brasil, foi dado um prazo de 60 dias para a lei<sup>6</sup> entrar em vigor, que retiraria a elegibilidade de um determinado grupo de trabalhadores ao seguro-desemprego. Ao avaliar o impacto da lei antes e depois, considerando esse período de 60 dias, realiza-se uma estimativa endógena da retirada da elegibilidade do seguro-desemprego. Isso ocorre porque os trabalhadores se autosselecionam ao benefício no período anterior à mudança da elegibilidade, pois sabem que perderão o direito de receber o seguro-desemprego. A explicação desse comportamento é devido ao perfil de cada trabalhador, ou seja, de variáveis não mensuráveis e

---

<sup>6</sup> Medida Provisória nº 665/2014

omitidas em qualquer regressão. Assim, a hipótese de exogeneidade nesse caso se torna muito forte.

### 3.4 Regressão Descontínua (RDD)

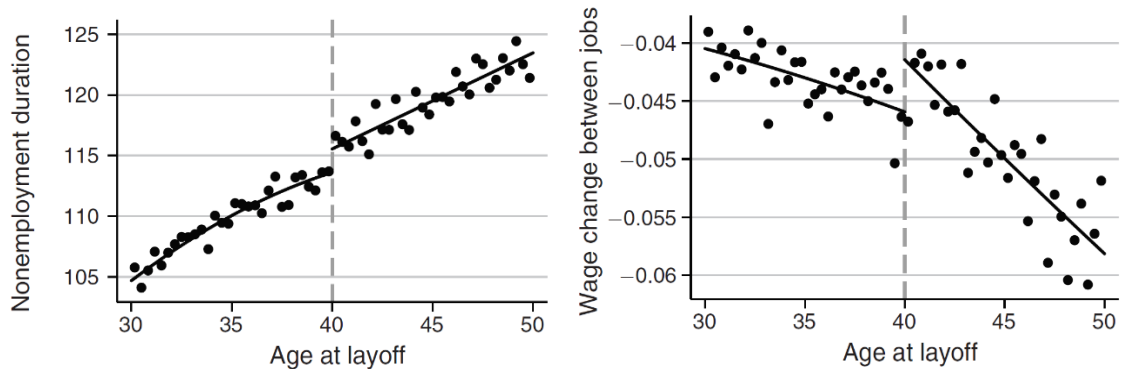
Outro modo de relaxar a hipótese de exogeneidade tem sido a realização de regressão descontínua. Ela é utilizada para avaliar o impacto do aumento de duração potencial do seguro-desemprego sobre diversos resultados, como exemplo a duração do desemprego ou a probabilidade de sair do desemprego.

A hipótese fundamental desse método é a continuidade em relação à *forcing variable*, que depende das regras do sistema do seguro-desemprego. Por exemplo, considere que o sistema do seguro-desemprego aumente a duração potencial ( $T = 1$ ) se a pessoa atingir 40 anos (*forcing variable* é a idade e o *cutoff* é  $c = 40$ ). É natural assumir que pessoas um pouco mais novas ( $w \in h^-$ ) e um pouco mais velhas ( $w \in h^+$ ) que 40 anos tenham um comportamento parecido de buscar emprego, com duração do desemprego similar e probabilidades semelhantes de sair do desemprego (exemplos de  $y$ ). De modo formal, a hipótese de continuidade seria:

$$\theta = E(y_1 - y_0 | T = 1, w \in h) = \lim_{w \rightarrow c^+} E(y | T = 1, w \in h^+) - \lim_{w \rightarrow c^-} E(y | T = 0, w \in h^-) \quad (26)$$

Assim, qualquer descontinuidade verificada em volta do *cutoff* é devido ao tratamento, ou seja, ao aumento de duração potencial do seguro-desemprego. Ela pode ser analisada graficamente e estatisticamente, por meio de modelo de regressão. Como exemplo de análise gráfica, Nekoei e Weber (2017) estudaram a descontinuidade em volta dos 40 anos, quando a duração potencial na Áustria aumentou de 20 para 39 semanas. Graficamente, eles representaram o aumento da duração do desemprego e do salário de reemprego em volta do *cutoff*.

Figura 1.8 – Exemplo de descontinuidade devido ao aumento de duração potencial do seguro-desemprego na duração do desemprego e no salário de reemprego



Fonte: Nekoei e Weber (2017), p. 537.

A estimativa estatística pode ser realizada por meio de regressões que controlam o grau do polinômio (função  $m^d(\cdot)$ , onde  $d$  é o grau do polinômio) e a condição de proximidade do *cutoff*, conforme a seguir.

$$y_i = \alpha_0 + \theta T_i + \alpha_1 m^d(w_i - c) + \alpha_2 T_i m^d(w_i - c) + \beta X_i + u_i \quad (27)$$

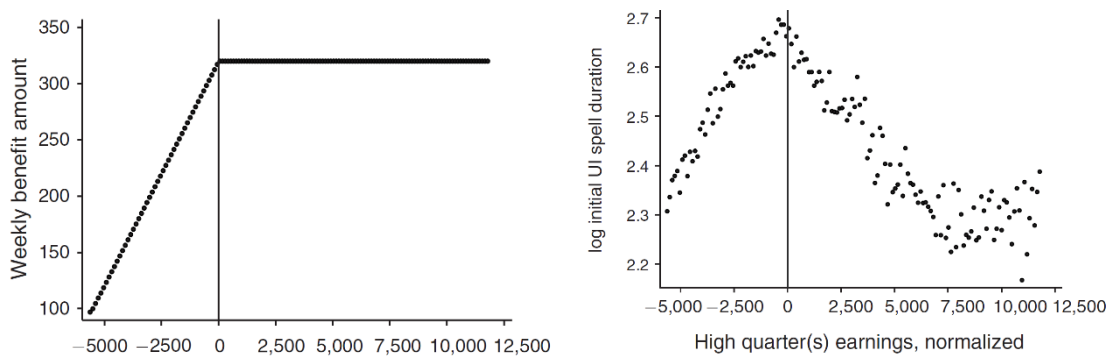
A maioria dos estudos de seguro-desemprego com RDD utilizam o caso *shap*, ou seja, consideram que uma vez ultrapassado o *cutoff*, todas as pessoas são consideradas como tratadas. Isso ocorre porque as bases de dados desses estudos são compostas somente por pessoas que são beneficiárias do seguro-desemprego, assim a regra expansão da duração potencial é sempre aplicada.

Outra hipótese importante desses modelos é a de não manipulação do *cutoff* em termos de tratamento. Ou seja, as pessoas não podem se autosselecionar ao seguro-desemprego com maior frequência após o *cutoff*. Essa hipótese não é respeitada com frequência e é um indício pouco explorado pela literatura do estímulo ao risco moral no emprego gerado pelo seguro-desemprego. Para superar a manipulação do *cutoff*, os autores têm utilizado dois métodos: RDD desconsiderando a proximidade manipulada do *cutoff* (também chamado de *Donut RDD*); ou *RDD bound*, onde incorpora-se a manipulação dentro da estimativa, e obtém-se um limite máximo (manipulação mínima) e mínimo (manipulação máxima) da influência do seguro-desemprego em  $y$ .

### 3.5 Regressão Descontínua *Kink* (RDD *Kink* ou RKD)

Esse método é utilizado para investigar o papel do valor do benefício do seguro-desemprego no aumento de duração do desemprego ou na redução de probabilidade de sair do desemprego. Ele explora mudanças de inclinação entre o benefício concedido e o salário prévio ao desemprego, ou seja, alterações no *replacement rate*. A principal mudança ocorre quando os beneficiários passam a receber um limite máximo<sup>7</sup> de benefício de seguro-desemprego. Assim, o valor recebido passa se distanciar muito do salário prévio e os trabalhadores buscam o emprego com maior intensidade, resultando em durações do desemprego menores. Para que os trabalhadores não sejam muito diferentes em termos salariais, avalia-se a mudança de inclinação em volta do limite máximo de benefício. A mudança de inclinação do valor do benefício em relação ao salário anterior e em relação à duração de desemprego pode ser observada como exemplo na figura a seguir.

Figura 1.9 – Exemplo de descontinuidade de inclinação no valor do benefício do seguro-desemprego e na duração do desemprego



Card et al. (2015), p. 128 e 129.

A hipótese desse método é a continuidade da inclinação e assume que mudanças de inclinação sobre os tratados próximos ao *cutoff* seriam as mesmas mudanças de inclinação de pessoas não

<sup>7</sup> Britto (2015) avalia o efeito do aumento de benefício sobre a probabilidade de demissão do trabalhador no *kink* de valor mínimo do seguro-desemprego no Brasil. Ele interpreta que o tratamento do seguro-desemprego no primeiro *kink* foi de aumento de benefício. Ocorre que neste mesmo *kink* existe um tratamento de redução de variação de *replacement rate*. Se a interpretação fosse realizada sobre a redução de *replacement rate*, a conclusão seria oposta. A fim de evitar essa complexidade, explico o método de Regressão Descontínua *Kink* sobre o valor máximo de benefício.



tratadas anteriores ao *cutoff*. Assim, qualquer descontinuidade na inclinação seria decorrente do tratamento. De modo formal:

$$\begin{aligned} \gamma &= E\left(\frac{dy_1}{dv} - \frac{dy_0}{dv} \mid T = 1, w \in h\right) = \\ &= \lim_{w \rightarrow c^+} E\left(\frac{dy}{dv} \mid T = 1, w \in h^+\right) - \lim_{w \rightarrow c^-} E\left(\frac{dy}{dv} \mid T = 0, w \in h^-\right) \end{aligned} \quad (28)$$

Por fim, realiza-se a estimativa estatística por meio de regressões representadas pelo modelo a seguir.

$$y_i = \alpha_0 + \gamma T_i(w_i - c) + \alpha_1 m^d(w_i - c) + \alpha_2 T_i m^d(w_i - c) + \beta X_i + u_i$$

Onde  $T_i m^d(w_i - c)$  não tem o grau 1.

### 3.6 Revisão de Literatura por Resultado Empírico

O valor do benefício ou a duração potencial do seguro-desemprego podem interferir na duração do desemprego (e na probabilidade de sair do desemprego), no salário de reemprego, na probabilidade de entrar no desemprego e em efeitos indiretos na economia. As seções a seguir apresentam um resumo dos estudos empíricos e um panorama dos efeitos do seguro-desemprego sobre a sociedade.

#### 3.6.1 Seguro-desemprego gera aumento da duração do desemprego

Um resultado consolidado na literatura sobre seguro-desemprego é a sua influência sobre a duração do desemprego. Seja em virtude de um aumento da duração potencial do seguro-desemprego, e porque o valor do benefício aumenta, a consequência de aumento na duração do desemprego e na redução da probabilidade de sair do desemprego é um resultado encontrado por todos os estudos. Entretanto, os valores estimados recentemente têm sido abaixo do esperado e, em geral, considerados pequenos.

Meyer e Mok (2014) realizam uma avaliação com o método de Diferenças-em-Diferenças para estimar os efeitos de valor do seguro-desemprego após uma alteração exógena na legislação em Nova York. Buscando estimar os efeitos do seguro-desemprego para pessoas que pediram o

benefício antes da mudança na legislação, mas que foram afetadas por ela, ou seja, sem o viés de autoseleção, os autores estimam que um aumento de 1% no valor máximo do benefício do seguro-desemprego aumenta a duração do desemprego entre 0,1% e 0,2%. Avaliando esse efeito em diferentes grupos, eles concluem que esse efeito é maior para mulheres e para os mais jovens.

Card et al. (2015) avaliam os efeitos do aumento do valor do benefício do seguro-desemprego na duração do desemprego. Utilizando um método RDD *kink* para o estado de Missouri, em período anterior e durante a crise de 2008, os autores estimam que a elasticidade do valor do seguro-desemprego na duração do desemprego é de 0,35 antes da crise e de 0,65 na crise. Porém, esse resultado não pode ser atribuído à crise, porque nesse período a duração potencial do seguro-desemprego aumentou e interferiu nas estimativas.

Kolsrud, Landais, Nilsson e Spinnewijn (2018) também estimam um RDD *kink* e encontram que a duração do desemprego diminui quando o *replacement rate* reduz. Esse efeito ocorre quando a redução no *replacement rate* acontece no início da duração do desemprego. Quando essa mudança ocorre no final do período potencial do benefício, eles não encontram aumento de duração do desemprego.

Lalive (2007) analisa o efeito que o aumento da duração potencial do seguro-desemprego gera sobre a duração do desemprego e do não emprego. Ele estima um RDD *sharp* sobre a idade de 50 anos na Áustria, quando aumentou a duração potencial do seguro-desemprego em 13 semanas para trabalhadores de algumas regiões e aumentou em 170 semanas para trabalhadores em outras regiões. Ele estima uma elasticidade de 0,1 na duração do não emprego para os homens e de 0,6 para as mulheres.

Card e Levine (2000) avaliam antes e depois de uma mudança na legislação em Nova Jersey que aumentou a duração potencial do seguro-desemprego em 13 semanas. Os autores consideram essa alteração na legislação como uma mudança exógena, que representa um experimento natural. Eles estimam que o aumento de 13 semanas na duração potencial gerou um crescimento de 1 semana na duração do desemprego.

Centeno e Novo (2009) realizam um RDD *sharp* sobre os *cutoffs* de idade de 30 e 40 anos, que aumentam a duração do potencial do seguro-desemprego para 6 meses cada um, em Portugal. Eles encontram que um aumento de 6 meses de duração potencial do seguro-desemprego teve um efeito de aumento de 44 dias na duração do desemprego, ou uma elasticidade de 0,24.

Schmieder, Von Wachter e Bender (2012) também analisam que o aumento da duração potencial do seguro-desemprego gerou aumento na duração do desemprego, por meio de um RDD, em diferentes momentos e para diferentes estados. Depois realizam uma regressão desses resultados com diferentes níveis de crescimento e taxas de desemprego estaduais. Eles estimam que o aumento de 1 mês na duração potencial do seguro-desemprego aumenta a duração do desemprego em 0,1 mês e que esse efeito é menor na crise e maior no período de crescimento.

Le Barbanchon (2016) analisa o efeito da duração potencial sobre a duração do desemprego e o salário de reemprego e o *job tenure* no novo emprego na França. Ele realiza RDD *sharp* e *fuzzy*, onde a *forcing variable* é o *job tenure* do emprego anterior à demissão, e o *cutoff* aumenta a duração potencial do seguro-desemprego. Ele encontra que um aumento de 8 meses de duração potencial do seguro-desemprego gerou um aumento de 2,5 meses de duração do desemprego, com elasticidades sobre a duração do desemprego entre 0,2 e 0,3.

Johnston e Mas (2015) analisam a redução da duração potencial do seguro-desemprego ocorrida de forma exógena no estado do Missouri, nos Estados Unidos. Por meio de Diferenças-em-Diferenças e um RDD antes e depois, eles encontram que uma redução de 16 semanas na duração potencial gerou redução da duração do desemprego entre 1,1 e 1,8 semana, representando uma elasticidade entre 0,25 e 0,45.

Gonzaga e Gerard (2013) estimam por Diferenças-em-Diferenças e por Regressão Descontínua o efeito do aumento da duração potencial do seguro-desemprego sobre a duração do desemprego no Brasil. Com Diferenças-em-Diferenças, eles exploram uma mudança na legislação ocorrida em algumas cidades no Brasil, que é escolhida pelos prefeitos e possivelmente é uma mudança de legislação não exógena. No que tange ao RDD, eles exploram o *cutoff* de 24 meses de tempo de trabalho do último emprego, porque eles encontraram indícios de manipulação (descontinuidades na densidade) em volta dos *cutoffs* de 6 meses e de 12 meses. Eles estimam que um aumento de 1 mês na duração potencial gera um aumento de 0,08 na duração do desemprego, que representa elasticidades entre 0,12 e 0,17 do aumento da duração do desemprego. Por fim, eles relacionam esses resultados por níveis de informalidade e encontram que o efeito na duração do desemprego é menor onde há maior nível de informalidade.

Gerard, Rokkanen e Rothe (2016) estimam um RDD *bound* para o segundo pedido seguido de seguro-desemprego, considerando o intervalo mínimo de 16 meses estabelecido na legislação do Brasil. Eles evidenciam a manipulação no *cutoff*, e pelo método *bound*, estimam no mínimo

um aumento de 26,4 dias de duração do desemprego provocada pelo aumento de três meses na duração potencial do seguro-desemprego.

Moffitt (1985) desenvolve modelos de sobrevivência semi-paramétricos e paramétricos do desemprego para estimar os efeitos das variáveis do seguro-desemprego sobre a duração do desemprego. Ele estima que a taxa de *hazard* da saída do desemprego aumenta quando o trabalhador se aproxima do final da duração potencial do seguro-desemprego. Um resultado gráfico semelhante também foi encontrado por Meyer (1990), Katz e Meyer (1990), Rebollo-Sanz (2012) e Caliendo, Tatsiramos e Uhlendorff (2013).

### 3.6.2 Seguro-desemprego afeta a qualidade do novo emprego: salário de reemprego

Enquanto o efeito do seguro-desemprego na duração do desemprego é um resultado consolidado na literatura, o efeito do seguro-desemprego no salário de reemprego é controverso. Conforme Schmieder, von Wachter, Bender (2016) e Nekoei, Weber (2017), teoricamente existem fatores que explicam efeitos positivos e negativos do seguro-desemprego sobre os salários de reemprego, e a verificação disso se torna uma questão empírica. Todavia, existem estudos que estimam resultados diversos: positivos, negativos e nulos. Assim, o efeito do seguro-desemprego no salário de reemprego vai depender das condições de momento da economia estudada.

Lalive (2007) também analisou o efeito do aumento da duração potencial do seguro-desemprego sobre o salário de reemprego por meio do RDD *sharp*. Tanto onde houve aumento de 13 semanas ou onde houve aumento de 170 semanas na duração potencial, o efeito estimado sobre o salário de reemprego sempre foi estatisticamente nulo.

Card, Chetty e Weber (2007) analisam os efeitos de programas de transferência de renda sobre a oferta de trabalho. Analisando os efeitos do aumento da duração potencial do seguro-desemprego por meio de um RDD *sharp*, eles encontram um efeito nulo sobre o salário de reemprego e sobre o *job tenure* do novo emprego.

Van Ours e Vodopivec (2008) analisam os efeitos de uma redução da duração potencial do seguro-desemprego ocorrida de forma exógena, por uma mudança de legislação na Eslovênia, em 1998. Eles realizam uma avaliação pelo método de Diferenças-em-Diferenças e não

encontram resultados significativos sobre o salário de reemprego e *job tenure* no novo emprego.

Centeno e Novo (2009) realizam um RDD *sharp* sobre os *cutoffs* de idade de 30 e 40 anos, que aumentam a duração do potencial do seguro-desemprego para 6 meses cada um, em Portugal. Eles também analisam seus efeitos sobre o salário de reemprego e não encontram alteração no salário de reemprego.

Johnston e Mas (2015) também estudam o efeito da redução da duração potencial do seguro-desemprego no estado do Missouri sobre o salário de reemprego. Por meio de Diferenças-em-Diferenças e um RDD antes e depois, eles encontram um efeito nulo sobre os salários de reemprego.

Schmieder, von Wachter e Bender (2016) avaliam os efeitos do aumento da duração potencial do seguro-desemprego no salário de reemprego. Utilizando um método RDD *sharp* em relação à idade dos beneficiários da Alemanha, os autores estimam que um aumento de 6 meses na duração potencial do seguro-desemprego gera redução do salário de reemprego em 0,8%, e um aumento de 1 mês gera redução do salário de reemprego em 0,1%. Como o teste de McCary falhou, os autores utilizam a metodologia de RDD *bound* para obter essas estimativas.

Le Barbanchon (2016) também analisa o efeito da duração potencial sobre o salário de reemprego e o *job tenure* no novo emprego na França, por RDD *sharp* e *fuzzy*. Ele encontra resultados próximos a zero, que sugerem que a duração potencial de seguro-desemprego não tem influência sobre o salário de reemprego e o *job tenure* do novo emprego.

Nekoei e Weber (2017) também avaliam os efeitos do aumento de duração potencial do seguro-desemprego no salário de reemprego, por meio de um RDD *sharp*. Diferentemente, eles estimam que um aumento de 9 semanas na duração potencial do seguro-desemprego gerou um aumento de 0,5% nos salários de reemprego. Segundo eles, esse resultado ocorreu porque o efeito do seguro-desemprego na duração do desemprego foi reduzido e o salário reserva dos beneficiários aumentou.

Le Barbanchon, Rathelot e Roulet (2017) analisam os efeitos do aumento da duração potencial do seguro-desemprego diretamente sobre o salário reserva dos beneficiários. Por meio do método de Diferenças-em-Diferenças, eles estimam os efeitos de uma alteração exógena na França e encontram uma elasticidade da duração potencial do seguro-desemprego sobre o salário reserva igual a 0,006, ou seja, muito baixa. Eles realizam, adicionalmente, um RDD *Donut* no *cutoff* de 50 anos, que aumenta a duração potencial do seguro-desemprego em 13

meses, e encontram resultados similares. Concluem que o aumento da duração potencial do seguro-desemprego não influencia o salário reserva dos trabalhadores.

### 3.6.3 Seguro-desemprego incentiva a demissão

A análise do risco moral no emprego gerado pelo seguro-desemprego é rara na literatura. Muitos estudos têm passado por essa evidência sem se atentar para o fato de que o seguro-desemprego incentiva a demissão dos beneficiários elegíveis, ainda que as demissões ocorram por uma tomada de decisão da firma (formalmente considerada como involuntária). Os principais estudos ocorrem no Canadá e Espanha e analisam um aumento no *hazard rate* de saída do emprego após a elegibilidade. Uma proeminente literatura tem avaliado essa evidência para o caso no Brasil, relacionando esse resultado com a elevada informalidade local.

Muitos estudos, em diversos países, têm encontrado manipulação do *cutoff* quando a *forcing variable* aumenta a duração potencial do seguro-desemprego, de acordo com a legislação local. A evidência de manipulação do *cutoff* é caracterizada pelo aumento do número de pessoas demitidas e solicitando o benefício imediatamente após o aumento da duração potencial do seguro-desemprego, também chamado de descontinuidade de densidade. Isso foi verificado por Meyer e Mok (2014) em Nova York; por Schmieder, von Wachter e Bender (2016) na Alemanha; por Le Barbanchon, Rathelot e Roulet (2017) na França; e por Gonzaga e Gerard (2013) e Gerard, Rokkanen e Rothe (2016) no Brasil. Porém, nenhum desses estudos avaliam que essa evidência sugere um incentivo adverso gerado pelas regras do seguro-desemprego, que aumenta a probabilidade de ser demitido. Somente Gonzaga e Pinto (2014) sugerem essa relação.

Topel (1983) analisa os efeitos do *replacement rate* e do grau de subsídios concedidos ao sistema de seguro-desemprego sobre a probabilidade de desemprego. Por meio de um modelo em painel empilhado (POLS), ele encontra indícios de que um maior nível de *replacement rate* e de subsídios do sistema de seguro-desemprego incentivam um aumento de probabilidade de demissão.

Christofides e McKenna (1995) desenvolvem um modelo de sobrevivência semiparamétrico do emprego no Canadá para avaliar o efeito da elegibilidade do seguro-desemprego sobre o aumento da quantidade de demissões. Eles encontram que a elegibilidade ao seguro-desemprego no Canadá aumentou o *hazard rate* de saída do emprego em 39%.

Green e Sargent (1998) também estudam o aumento de *hazard rate* da saída do emprego no Canadá após a elegibilidade do seguro-desemprego. Eles geram uma dúvida sobre o resultado de Christofides e McKenna (1995), pois separam a análise dos resultados entre empregos estáveis e sazonais. Segundo a avaliação de Green e Sargent (1998), o aumento de *hazard rate* da saída do emprego após a elegibilidade ocorre somente nos empregos sazonais, que tinham uma duração típica muito próxima do tempo de emprego mínimo do seguro-desemprego no Canadá. Segundo os autores, quando a duração potencial do seguro-desemprego aumentou, os empregos não aumentaram o *job tenure*, porque os empregos sazonais continuaram com suas durações típicas, mas agora sem a elegibilidade ao seguro-desemprego.

Baker e Rea Jr (1998) também analisam o aumento de *hazard rate* após a elegibilidade no Canadá. Eles contradizem os resultados de Green e Sargent (1998) e corroboram com os achados de Christofides e McKenna (1995). Baker e Rea Jr (1998) desenvolvem um modelo semi-paramétrico da duração do emprego para os anos de 1989 e 1990, após a mudança na legislação no Canadá que aumentou o tempo mínimo de emprego para o trabalhador ser elegível. Eles estimam que *hazard rate* da saída do emprego aumentou na proximidade do novo tempo mínimo de *job tenure* em 1990, após a mudança na lei. O que corrobora com o efeito da elegibilidade ao seguro-desemprego em incentivar a saída do trabalho.

Rebollo-Sanz (2012) avalia o efeito do seguro-desemprego sobre a rotatividade na Espanha. Ele analisa os efeitos do seguro-desemprego na saída do emprego e na saída do desemprego. Por meio de modelos de sobrevivência semiparamétricos do emprego e do desemprego, ele estima picos de *hazard rate* após a elegibilidade do seguro-desemprego e próximo ao final da duração potencial. Segundo o autor, o efeito da saída do emprego é maior entre as mulheres.

Britto (2015) avalia o efeito do aumento de benefício do seguro-desemprego sobre a probabilidade de demissão do trabalhador. Por meio de um RKD sobre o *kink* de valor mínimo do seguro-desemprego no Brasil, ele conclui que um aumento de 1% no benefício gera uma redução na probabilidade na demissão na ordem de 0,3%. Todavia, a interpretação desse resultado se baseia na hipótese de que o tratamento do seguro-desemprego no primeiro *kink* foi de aumento de benefício. Ocorre que neste mesmo *kink* existe um tratamento de redução na variação de *replacement rate*. Se a interpretação fosse realizada sobre a redução de *replacement rate*, a conclusão seria oposta: menores valores de *replacement rate* aumentam a probabilidade de demissão. Esta não foi a interpretação do autor, mas cabe uma reflexão sobre qual é o verdadeiro tratamento do seguro-desemprego no primeiro *kink*, se ele é igual entre os outros

dois *kinks* do sistema de seguro-desemprego no Brasil e quais os efeitos de tratamento nesses *kinks* sobre a duração de desemprego.

Carvalho, Corbi e Narita (2018) avaliam se o seguro-desemprego gera incentivo à demissão no Brasil, ou seja, o risco moral no emprego. Eles estimam métodos de Diferenças-em-Diferenças em grupos de tratados e controles quanto à elegibilidade ao seguro-desemprego, considerando duas mudanças na legislação ocorridas no final de 2014 e na metade de 2015. Segundo eles, a retirada da elegibilidade ao seguro-desemprego reduz a taxa de desemprego em 13% da taxa média de desemprego.

#### 3.6.4 Demais efeitos do seguro-desemprego na economia

Sullivan (2008) avalia o acesso ao mercado de crédito quando a família passa por um evento exógeno de redução de renda. Como o desemprego é um desses eventos, ele utiliza a elegibilidade ao seguro-desemprego como variável instrumental para explicar a redução de renda no período. Ele analisa famílias com patrimônio e sem patrimônio iniciais e verifica que famílias sem ativos não possuem acesso ao mercado de créditos nesses momentos de dificuldades e reduzem mais acentuadamente o consumo no período de desemprego. Esse resultado corrobora com a hipótese de relação de utilidades marginais do modelo de Chetty (2008), Schmieder, von Wachter e Bender (2012), que considera a utilidade marginal do desempregado maior que a utilidade marginal do empregado e captura o papel da suavização do consumo do seguro-desemprego.

Gruber (1997) analisa como o consumo diminui para diferentes níveis de *replacement rate*. Por meio de uma regressão simples, o autor encontra resultados que sugerem que um aumento de 10% no *replacement rate* está relacionado a um aumento no consumo na ordem de 2,6%, ou seja, quanto maior o benefício do seguro-desemprego, maior a suavização do consumo proporcionado pela política pública.

Engen e Gruber (2001) analisam se ocorre um efeito *crowding out* sobre as poupanças privadas quando os benefícios de seguro-desemprego aumentam. Analisando uma regressão simples dos efeitos do *replacement rate* sobre o nível de poupança privada das famílias, os autores encontram um resultado que sugere que um aumento de 50% no *replacement rate* está relacionado a uma redução na poupança na ordem de 14%. Assim, o seguro-desemprego



suaviza o consumo no caso de demissão, mas substitui em parte as poupanças privadas que eram utilizadas para suprir as famílias em caso de necessidade.

Hsu, Matsa e Melzer (2018) avaliam o aumento da duração potencial do seguro-desemprego durante a crise dos Estados Unidos, em 2008, sobre o pagamento de hipotecas imobiliárias. Segundo eles, a expansão da duração potencial do seguro-desemprego na crise permitiu o pagamento de 1,3 milhão de hipotecas imobiliárias e conteve os impactos da crise na economia americana.

Lalive, Landais e Zweimüller (2015) estudam os efeitos do seguro-desemprego sobre a oferta de trabalho daqueles que não são afetados pelo programa, ou seja, se o seguro-desemprego gera externalidade positiva na procura de trabalho sobre os não elegíveis. Por meio do método de Diferenças-em-Diferenças, analisando o aumento na duração potencial do seguro-desemprego durante a crise de 2008 em diferentes estados, eles encontraram que pessoas entre 46 e 54 anos reduzem a duração de desemprego entre 2 a 4 semanas devido ao aumento de 3 anos de duração potencial do seguro-desemprego. Esse resultado representa um efeito positivo sobre a população não afetada pelo seguro-desemprego e ameniza os efeitos negativos do aumento de duração do desemprego provocados pelo seguro-desemprego.

Esse resultado é corroborado por Marinescu (2017), que, apesar de não utilizar uma alteração exógena da legislação, encontra indícios de que o aumento da duração potencial do seguro-desemprego não afetou a oferta de emprego das firmas, mas afetou as tentativas de conseguir emprego pelos beneficiários do seguro-desemprego. Assim, as pessoas não beneficiadas passaram a ter mais chances de emprego, com menor competição por vagas.

Gutierrez (2016) estuda os efeitos do valor do benefício do seguro-desemprego e do risco de ser demitido na procura por emprego enquanto estiver empregado. Utilizando modelos probit e multinomiais com variáveis instrumentais, ele encontra que quando as pessoas estão com elevado risco de serem demitidas, o valor do benefício do seguro-desemprego influencia negativamente na busca por um emprego antes de ser demitido.

## 4 CONCLUSÃO

Empiricamente, o seguro-desemprego melhora ou piora o bem-estar da sociedade? Essa questão ainda não pode ser respondida diretamente. Todavia, pode-se avaliar os diversos resultados da literatura e associá-los em resultados positivos e negativos para o bem-estar social, conforme a seguir:

- O aumento da duração do desemprego é um resultado negativo e pequeno;
- O resultado sobre o salário de reemprego é inconclusivo. Se aumentar, o efeito é positivo; se reduzir, o efeito é negativo;
- O aumento da probabilidade de demissão é um efeito negativo;
- A suavização do consumo tem efeito positivo, mas as estimativas disponíveis se baseiam em premissas fortes;
- A externalidade gerada sobre os não beneficiários do seguro-desemprego nas suas durações de desemprego é positiva;
- A redução na procura por emprego antes de ser demitido (OTJS) tem efeito negativo.

Assim, o efeito do seguro-desemprego sobre o bem-estar da sociedade poderia ser representado por:

*Bem – Estar =*

$$\begin{array}{cccccc}
 \overbrace{(-)} & & \begin{array}{l} \text{Se aumenta (+)} \\ \text{Se diminui (-)} \end{array} & & & & \\
 \overbrace{Aumento\ da} & & \overbrace{Efeito\ no} & & \overbrace{(-)} & & \overbrace{(+)} \\
 \overbrace{Duração\ do} & + & \overbrace{Salário\ de} & + & \overbrace{Aumento\ de} & + & \overbrace{Suavização} & + & \overbrace{Externalidade} \\
 \overbrace{Desemprego} & & \overbrace{Reemprego} & & \overbrace{Demissões} & & \overbrace{do\ Consumo} & & \overbrace{sobre\ os\ Não} \\
 & & & & & & & & \overbrace{Beneficiários} \\
 & & & & \overbrace{(-)} & & & & \\
 & & & & \overbrace{Redução} & & & & \\
 & & & & \overbrace{de\ OTJS} & & & & \\
 & & & & + & & & & 
 \end{array}$$

## CAPÍTULO 2 – RISCO MORAL EX-ANTE DO SEGURO-DESEMPREGO

### 1 INTRODUÇÃO

Conforme o capítulo 1, quase toda a literatura acadêmica sobre o seguro-desemprego se dedica a analisar seu risco moral *ex-post*. De fato, centenas de estudos teóricos e empíricos têm fornecido evidências robustas de que o seguro-desemprego causa redução da procura de trabalho e aumento da duração do desemprego.

Diferentemente, este estudo analisa o risco moral *ex-ante* do seguro-desemprego. Ou seja, avalia se o trabalhador incentiva a sua própria demissão e prefere o risco de ficar desempregado, sem a renda do trabalho, com a incerteza de quando ele conseguirá um novo emprego. Ele faz essa escolha somente para receber o seguro-desemprego e usufruir do lazer por mais tempo, durante o período em que está desempregado.

A princípio essa decisão não parece ser racional, pois presumiria um excessivo gosto pelo risco. Ao contrário do que se esperaria, uma parcela relevante de trabalhadores aumenta a probabilidade de demissão após a elegibilidade ao seguro-desemprego e após aumentar o tempo potencial de recebimento do seguro-desemprego. Esse aumento é suficiente para gerar discontinuidades na densidade de demissão populacional ao longo do tempo de trabalho, em um país populoso como o Brasil. Juntando esse resultado, com o resultado clássico da literatura, o seguro-desemprego gera dois efeitos indesejados na oferta de trabalho e aumenta o desemprego do mercado de trabalho de duas formas diferentes: via aumento de demissões e via prolongamento da duração do desemprego.

A análise do risco moral *ex-ante* do seguro-desemprego é rara na literatura. Muitos estudos têm passado despercebidos por evidências de manipulação do *cutoff*, quando há aumento da duração potencial do seguro-desemprego, conforme explicado a seguir.

A evidência de manipulação do *cutoff* é caracterizada pelo aumento do número de pessoas demitidas, que solicitam o benefício imediatamente após o aumento da duração potencial do seguro-desemprego. Ela também é chamada de descontinuidade de densidade. Ela foi verificada por Meyer e Mok (2014), em Nova York; por Schmieder, von Wachter e Bender (2016), na Alemanha; por Le Barbanchon, Rathelot e Roulet (2017), na França; e por Gonzaga e Gerard

(2013) e Gerard, Rokkanen e Rothe (2016), no Brasil. Porém, nenhum desses estudos sugere que o seguro-desemprego é a causa do aumento da probabilidade de demissão após o *cutoff*. Somente Gonzaga e Pinto (2014) sugerem essa relação.

O primeiro estudo sobre risco moral *ex-ante* foi de Topel (1983). Ele encontra indícios de que quanto maior o nível de *replacement rate*<sup>8</sup> e subsídios do governo ao sistema do seguro-desemprego, maior a probabilidade de demissão. Os principais estudos sobre o risco moral *ex-ante* são do Canadá<sup>9</sup> e da Espanha<sup>10</sup> e encontram evidências sugestivas de aumento no *hazard rate* de saída do emprego<sup>11</sup> após a elegibilidade. Uma proeminente literatura tem analisado essa evidência no Brasil, relacionando esse resultado com a elevada informalidade local.

Britto (2015) avalia o efeito do aumento de benefício do seguro-desemprego sobre a probabilidade de demissão do trabalhador. Por meio de um Desenho de Regressão *Kink* sobre o valor mínimo do seguro-desemprego no Brasil, ele conclui que um aumento do benefício gera uma redução na probabilidade de demissão<sup>12</sup>. Por outro lado, Carvalho, Corbi e Narita (2018) estimam Diferenças-em-Diferenças de uma mudança na lei e encontram que a retirada da elegibilidade ao seguro-desemprego reduz a taxa de desemprego.

Porém, nenhum desses estudos estima o risco moral *ex-ante* em termos de probabilidade de demissão gerada por um modelo de sobrevivência no emprego. Esse modelo é amplamente utilizado para analisar o risco moral *ex-post*. Mas, ao utilizá-lo para estimar o risco moral *ex-*

---

<sup>8</sup> Razão entre o valor do benefício do seguro-desemprego e o salário do emprego anterior à demissão.

<sup>9</sup> Christofides e McKenna (1995), Green e Sargent (1998) e Baker e Rea Jr (1998) analisam aumentos de *hazard rate* após a elegibilidade no Canadá.

<sup>10</sup> Rebollo-Sanz (2012) avalia o efeito do seguro-desemprego sobre a rotatividade na Espanha. Ele analisa os efeitos do seguro-desemprego na saída do emprego e na saída do desemprego, e estima picos de *hazard rate* após a elegibilidade do seguro-desemprego.

<sup>11</sup> Esses estudos desenvolvem modelos de sobrevivência no emprego. Nesses modelos, o *hazard rate* denota a taxa de intensidade de demissões para um determinado tempo de emprego, dado que o trabalhador ainda não foi demitido, ou seja,

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t} \quad (1)$$

Onde,  $t$  é o tempo de emprego,  $h(t)$  é o *hazard rate* e  $T$  é o evento de ser demitido.

<sup>12</sup> Todavia, a interpretação desse resultado se baseia na hipótese de que o tratamento do seguro-desemprego no primeiro *Kink* foi de aumento de benefício. Ocorre que neste mesmo *Kink* existe um tratamento de redução na variação de *replacement rate*. Se a interpretação fosse realizada sobre a redução de *replacement rate*, a conclusão seria oposta: menores valores de *replacement rate* aumentam a probabilidade de demissão. Esta não foi a interpretação do autor, mas cabe uma reflexão sobre qual é o verdadeiro tratamento do seguro-desemprego no primeiro *Kink*, se ele é comparável aos outros dois *Kinks* do sistema de seguro-desemprego no Brasil e quais os efeitos de tratamento nesses *Kinks* sobre a duração de desemprego.

*ante*, por meio de mudanças de inclinação da sua probabilidade de demissão e aplicação de Desenho de Regressão *Kink* (RKD), este estudo inova e representa uma importante contribuição para a literatura acadêmica.

Este estudo utiliza os microdados identificados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e a base administrativa do seguro-desemprego, ambas do extinto Ministério do Trabalho, de 2011 até 2016. Na Rais, utiliza-se somente informações de pessoas demitidas sem justa causa. Com o intuito de não perder informação, este estudo não realiza amostra e analisa estimativas sobre toda a população demitida do Brasil. O nível de análise é por vínculo de trabalho (pessoa na empresa, sem duplicidades), representando cerca de 59 milhões de demissões no período de 2011 até 2016.

Inicialmente, mostro a existência de descontinuidades na densidade e picos de *hazard rate* após os *cutoffs* de elegibilidade e de aumento de duração potencial do seguro-desemprego no Brasil. Após 2015, encontro uma forte evidência de que as descontinuidades são causadas pelo seguro-desemprego. Isso porque um grupo de trabalhadores perdeu o acesso ao seguro-desemprego com seis meses de *job tenure* (*cutoff* de elegibilidade) e a descontinuidade na densidade após o *cutoff* praticamente desapareceu.

Para procurar uma explicação racional sobre essa evidência, desenvolvo um modelo teórico para estudar o comportamento de risco moral *ex-ante* do trabalhador e como esse efeito diminui com ciclos de negócios em baixa. Segundo modelo teórico, quando a economia está em crise, os trabalhadores tendem a se esforçar no trabalho para manter seus empregos, porque seria difícil recuperar um emprego equivalente em caso de demissão. Quando a economia está aquecida, os trabalhadores tendem a se esforçar pouco, incentivando sua própria demissão para receber o seguro-desemprego. Esse comportamento provoca um efeito pró-cíclico sobre os gastos com seguro-desemprego. Por fim, esse modelo teórico analisa por que esse efeito é forte no Brasil. Considere um cenário onde o *replacement rate* é maior ou igual a um para uma parcela considerável dos trabalhadores e existe elevada informalidade. Nessas circunstâncias, a demissão do emprego formal não necessariamente diminui a renda durante o desemprego. Isso torna ainda mais atrativo um período de demissão, desde que o novo emprego seja tão bom quanto ao anterior e obtido em um futuro próximo.

Com a finalidade de estimar o nível do risco moral *ex-ante* e analisar a inferência do efeito das descontinuidades nas densidades sobre a probabilidade de demissão, o estudo desenvolve um modelo de sobrevivência não paramétrico Kaplan-Meier. Por meio desse modelo, estima-se a

probabilidade de ser demitido em relação ao *job tenure*. Em volta dos *cutoffs*, estima-se as mudanças de inclinação na probabilidade de ser demitido, por meio de RKD. Após a elegibilidade ao seguro-desemprego, com 6 meses de *job tenure*, a probabilidade de demissão aumentou 0,755 p.p. mensais, quando seu nível médio era de 4%. Ou seja, um aumento mensal de 19% na probabilidade de demissão. Após os aumentos de um mês na duração potencial do seguro-desemprego, nos *cutoffs* de 12 e 24 meses de *job tenure*, houve aumentos mais modestos de probabilidade de demissão. Estima-se que a probabilidade aumentou 0,2 p.p. e 0,104 p.p., nesses *cutoffs*. Considerando que seus níveis médios eram de 17,8% e 48,4%, então, as probabilidades de demissão aumentaram 1,1% e 0,21%, respectivamente.

Posteriormente, analiso o grupo de trabalhadores que perdeu a elegibilidade ao seguro-desemprego aos 6 meses de trabalho, após a alteração da legislação em 2015. Até 2014, esses trabalhadores aumentavam a probabilidade de demissão em 1,28 p.p. após o *cutoff* de 6 meses de *job tenure*. Como o nível médio de probabilidade era de 6,8%, então havia aumento na probabilidade de demissão em 19% ao mês. Após março de 2015, com a perda da elegibilidade, essa probabilidade aumentava somente 0,19 p.p. Como a probabilidade média era de 5%, esse aumento de inclinação mensal representou um incremento de 3,8%. Portanto, após a retirada da elegibilidade, a taxa de crescimento da probabilidade de demissão diminuiu 80%. Por outro lado, o grupo que não teve regra alterada sofreu uma alteração pequena do risco-moral *ex-ante*, passando de 41% para 35% de aumento mensal na probabilidade de demissão.

Verifica-se também que o risco moral *ex-ante* no *cutoff* de 24 meses sofreu forte redução após março de 2015. Todavia, não houve alteração nas regras de aumento de duração potencial do seguro-desemprego nesse *cutoff* em nenhum dos grupos.

Acredito que a explicação para essa redução no risco moral *ex-ante* se deve aos ciclos de negócios. Até 2014, o Brasil vivenciava uma forte expansão econômica. A partir de metade de 2014 até 2016, o país entrou em um período de crise. Então, esse resultado possivelmente mostra que o risco moral diminuiu no período de crise.

Por fim, para estimar o efeito do aumento do risco-moral isento da interação dos ciclos de negócios, este estudo desenvolve um modelo de Diferenças em Diferenças (DD) sobre as estimativas do aumento de probabilidade estimados por RKD. O método DD utiliza as estimativas iniciais de RKD no *cutoff* de 6 meses de *job tenure*, a nível municipal, por ano, separando o grupo de trabalhadores que perderam a elegibilidade após a alteração da lei como grupo de controle e os que permaneceram com elegibilidade como grupo de tratamento. O método DD estima que o risco moral *ex-ante* do seguro-desemprego aumenta a probabilidade

de demissão em 2,6 p.p.. Como a probabilidade de demissão com 6 meses de trabalho era de 4%, o risco moral gera um aumento na probabilidade de demissão em 65%.

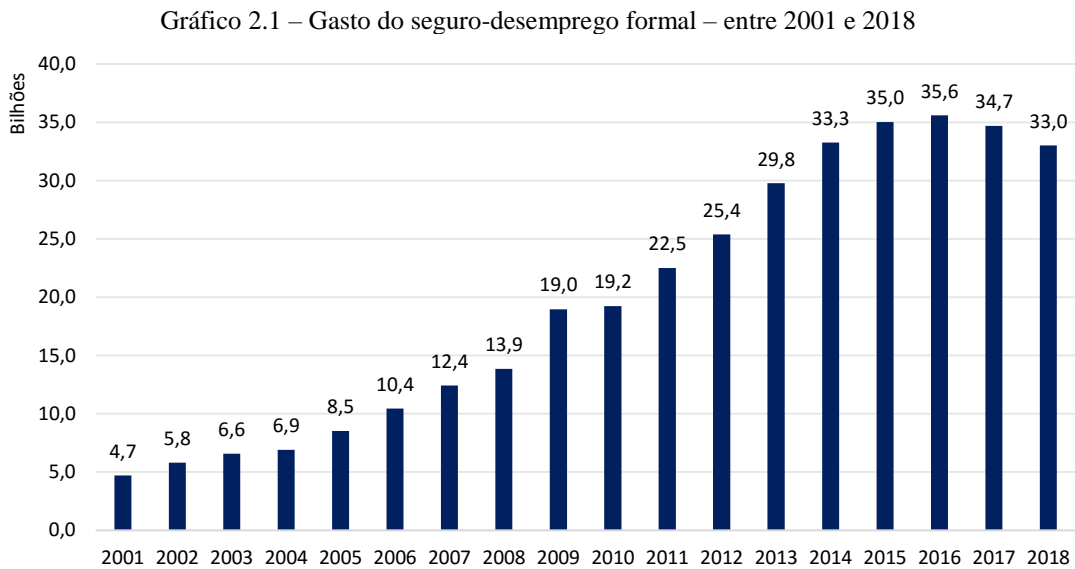
Como o estudo explica a descontinuidade na densidade, ele é relacionado com a literatura sobre *bunching* (SAEZ, 2010), *notches* (KLEVEN e WASSEN, 2013) e *Density Discontinuity Approach* (DOYLE JR, 2006; JALES, 2016). Para explicar as descontinuidades, essa literatura estima uma função de densidade de probabilidade latente e assume três hipóteses: (i) inexistência de *spillovers* na área externa da descontinuidade; (ii) continuidade da densidade, caso não houvesse o tratamento; e (iii) forte dependência do modelo teórico da densidade.

Diferentemente, o presente estudo não estima uma função de densidade latente e não assume um modelo teórico da função de densidade. Substituo o modelo teórico pelo modelo de sobrevivência não paramétrico. Assim, não é necessário assumir as hipóteses de inexistência de *spillovers* e de dependência modelo teórico da densidade. Ao estimar o efeito da política por RKD, assume-se a hipótese de continuidade da densidade do não tratamento. Portanto, este estudo representa uma evolução dessa literatura, ao explicar a descontinuidade na densidade com menos hipóteses e sem dependência de formulações *ad hoc*. Testo a hipótese de continuidade sobre diferentes *cutoffs* placebos. Encontro evidências de que a hipótese de continuidade é aceitável na ausência de tratamento.

## **2 SEGURO-DESEMPREGO NO BRASIL**

No Brasil, existe o seguro-desemprego e um fundo utilizado na demissão, que é acumulado com o passar do tempo, chamado de Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS). O seguro-desemprego representa um benefício com o valor calculado com base no salário do emprego anterior. O cálculo de duração potencial do seguro-desemprego é de acordo com o tempo de trabalho dos últimos 36 meses. O FGTS é uma poupança forçada paga diretamente pela firma e o trabalhador recebe tudo em uma única parcela após ser demitido. As duas políticas têm o mesmo propósito: garantir a renda do trabalhador durante o período de demissão. O trabalhador somente tem direito a receber esses dois benefícios se for demitido involuntariamente, ou seja, sem justa causa. Este estudo analisa somente o efeito das regras do seguro-desemprego sobre o comportamento do trabalhador enquanto empregado. Todavia, o FGTS potencializa esse efeito.

O seguro-desemprego é pago pelo governo e tem pressionado as contas públicas com gastos crescentes desde o início dos anos 2000. O gasto com seguro-desemprego cresceu 602% em 17 anos. Pelo Gráfico 2.1, em 2001, o gasto público era de R\$ 4,7 bilhões e passou para R\$ 33,0 bilhões em 2018, representando um aumento de R\$ 28,3 bilhões em termos correntes.



Fonte: Siga-Brasil/Senado Federal. Métrica: Pago + RP Pago.

Conforme Meyer (2002), o seguro-desemprego tem como um dos seus propósitos servir como “estabilizador automático” em períodos de crise. Com a transferência de renda para os desempregados, em períodos de recessão, espera-se que o aumento no desemprego não seja totalmente repassado para a demanda agregada. Assim, seria esperado que os gastos com seguro-desemprego fossem contracíclicos. Todavia, no Brasil, o Gráfico 3 da Introdução mostra que quando a tendência da taxa de desocupação aumenta, a tendência da quantidade de beneficiários do seguro-desemprego diminui. Ao passo que quando há redução na tendência do desemprego, há aumento expressivo na tendência da quantidade de segurados.

Após anos de crescimento generalizado no gasto público obrigatório<sup>13</sup>, a partir de 2014, o governo brasileiro entrou em uma crise fiscal, com déficits primários consecutivos, dificuldade de redução de gastos e redução da receita em decorrência da crise na economia. No final de 2014, com o propósito de conter o crescimento dos gastos do seguro-desemprego, o governo

<sup>13</sup> Gasto em políticas públicas instituídas por lei, o qual o governo não tem a capacidade de escolher não realizar.



publicou uma lei provisória<sup>14</sup>, até que o congresso decidisse qual seria o texto definitivo da nova regra sobre o seguro-desemprego. Posteriormente, em junho de 2015, o Congresso decidiu as novas regras definitivas<sup>15</sup>.

A lei provisória foi anunciada em dezembro de 2014, com previsão de vigência a partir de março de 2015. Como as novas regras retirariam a elegibilidade de um determinado grupo de trabalhadores ao seguro-desemprego, seria esperado um comportamento endógeno de antecipação dos trabalhadores em solicitar o seguro-desemprego, entre janeiro e fevereiro de 2015. A fim de evitar esse viés, não considero esse período de 60 dias nas estimativas e gráficos sobre o comportamento dos grupos de trabalhadores antes e após a mudança da lei.

A mudança nas regras aumentou o tempo de *job tenure* mínimo para os requerentes de primeira e segunda vez do seguro-desemprego. A janela de tempo em que o *job tenure* é considerado se manteve em 36 meses anteriores à demissão. A tabela abaixo resume essas mudanças na regra do sistema do seguro-desemprego.

Tabela 2.1 – Resumo da mudança na legislação

Requerente pela:	Até mar/2015	Entre mar/2015 e jun/2015	A partir de jun/2015
<b>1ª vez</b>		<ul style="list-style-type: none"> <li>• 4 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 18</math> e <math>&lt; 24</math> meses</li> <li>• 5 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 24</math> meses</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 4 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 12</math> e <math>&lt; 24</math> meses</li> <li>• 5 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 24</math> meses</li> </ul>
<b>2ª vez</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 3 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 6</math> e <math>&lt; 12</math> meses</li> <li>• 4 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 12</math> e <math>&lt; 24</math> meses</li> <li>• 5 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 24</math> meses</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 4 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 12</math> e <math>&lt; 24</math> meses</li> <li>• 5 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 24</math> meses</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 3 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 9</math> e <math>&lt; 12</math> meses</li> <li>• 4 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 12</math> e <math>&lt; 24</math> meses</li> <li>• 5 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 24</math> meses</li> </ul>
<b>3ª ou mais vezes</b>		<ul style="list-style-type: none"> <li>• 3 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 6</math> e <math>&lt; 12</math> meses</li> <li>• 4 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 12</math> e <math>&lt; 24</math> meses</li> <li>• 5 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 24</math> meses</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 3 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 6</math> e <math>&lt; 12</math> meses</li> <li>• 4 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 12</math> e <math>&lt; 24</math> meses</li> <li>• 5 meses de benefício, se trabalhou <math>\geq 24</math> meses</li> </ul>

Fonte: Elaboração própria.

<sup>14</sup> Medida Provisória (MP) nº 665/2014

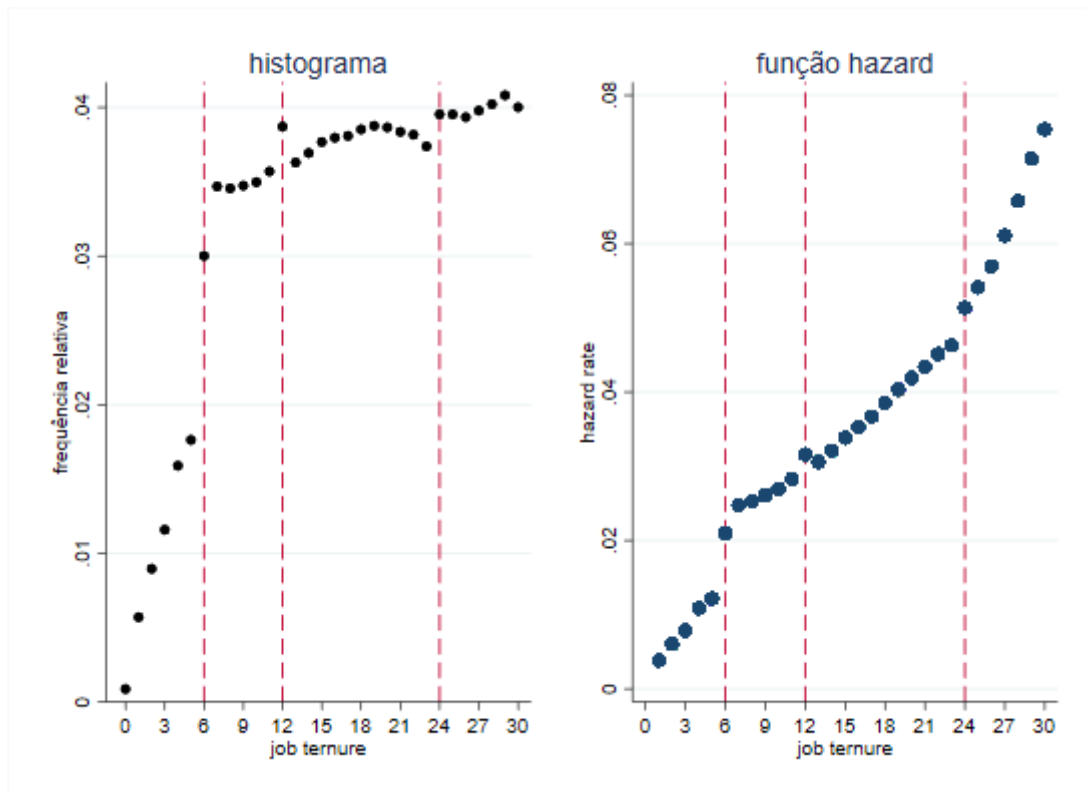
<sup>15</sup> Lei 13.134/2015.

Assim, os solicitantes de terceira vez ou mais não tiveram as regras alteradas, e continuaram com o *cutoff* de 6 meses de *job tenure* para a elegibilidade ao seguro-desemprego. Todavia, os solicitantes de primeira e segunda vez passaram a ter um prazo aumentado e perderam o direito ao seguro-desemprego com 6 meses de *job tenure*.

### **3 INDÍCIOS DE RISCO MORAL *EX-ANTE* DO SEGURO-DESEMPREGO**

O Gráfico 2.2 compara a função de densidade e a função de *hazard* ao longo do *job tenure* entre 2011 e 2016, considerando todos os trabalhadores demitidos involuntariamente. As duas funções apresentam comportamentos semelhantes. Em 6 meses, há uma descontinuidade permanente de demissões. Em 12 meses, há uma descontinuidade momentânea. E em 24 meses, há outra descontinuidade permanente. A intensidade de descontinuidade de demissões em 6 meses é superior aos outros *cutoffs*. Esses picos de demissões coincidem com as regras do seguro-desemprego válidas para a maioria dos trabalhadores no período. Com 6 meses de *job tenure*, o trabalhador passa a ser elegível a uma duração potencial de 3 meses de benefício. Com 12 e 24 meses de *job tenure*, o trabalhador tem um aumento de 1 mês na duração potencial do seguro-desemprego, passando a poder receber o benefício por 4 e 5 meses, respectivamente.

Gráfico 2.2 – Densidade e Hazard rate das demissões ao longo do job tenure



Fonte: Elaboração própria com base dos dados da Rais.

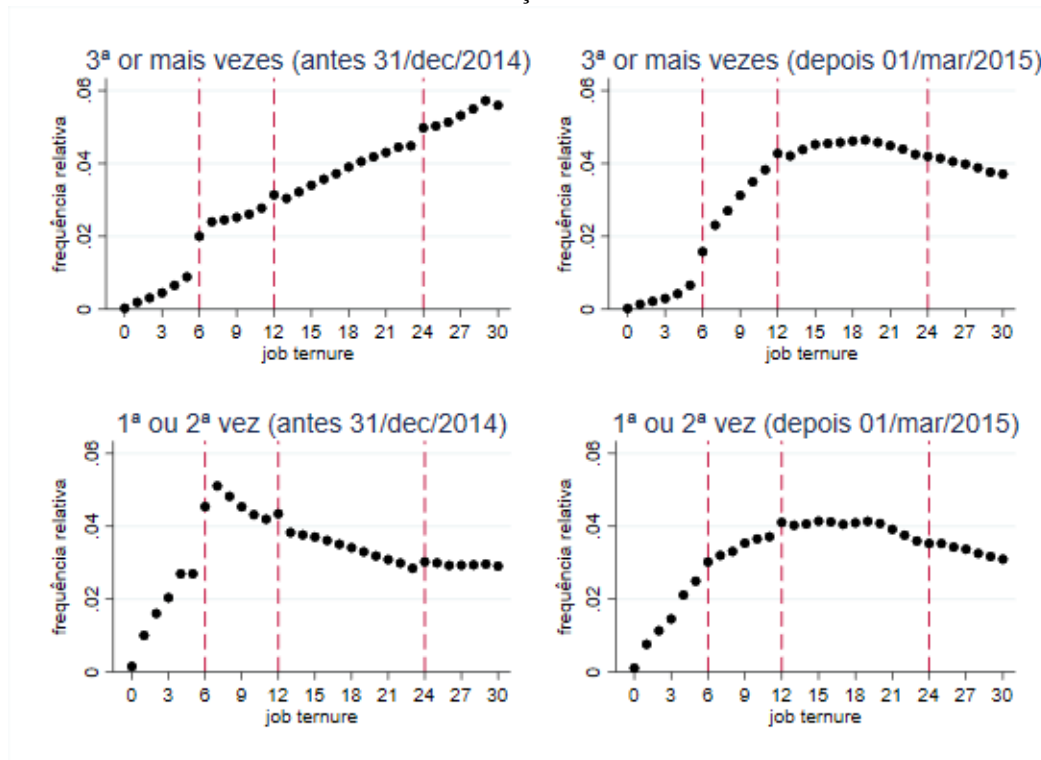
Esses gráficos sugerem que os trabalhadores demitidos involuntariamente possam provocar suas demissões em virtude do direito de receber o seguro-desemprego. Essa parte do estudo ainda não avalia de quanto é esse aumento e se ele é estatisticamente significante. Porém, o resultado é sugestivo de que o seguro-desemprego influencia o comportamento do trabalhador enquanto empregado, ou seja, possivelmente existe risco moral *ex-ante*.

Entre 2011 e 2014, o Brasil passou por um período de crescimento econômico. A partir de 2014 até 2016, o país vivenciou um período de recessão econômica. Concomitantemente, a partir de 2015, o governo alterou a regra do seguro-desemprego. Aumentou a exigência de *job tenure* mínimo para os requerentes ao benefício pela primeira e segunda vez. Esses trabalhadores perderam o direito ao seguro-desemprego com 6 meses de *job tenure*. Porém, os solicitantes de terceira vez ou mais não tiveram as regras alteradas e continuaram com o *cutoff* de 6 meses de *job tenure* para a elegibilidade ao seguro-desemprego.

O Gráfico 2.3 compara a densidade das demissões desses dois grupos, com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016. O grupo com requerentes pela primeira e segunda vez sofre o efeito da mudança de ciclo econômico e da mudança da regra do seguro-

desemprego. O grupo com requerentes pela terceira ou mais vezes só é exposto à mudança do ciclo econômico.

Gráfico 2.3 – Densidades das demissões ao longo do *job tenure*, por grupo de requerentes e com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016



Fonte: Elaboração própria com base dos dados da Rais.

A descontinuidade de demissões com 6 meses de *job tenure* para o grupo de requerentes pela 1ª e 2ª vez praticamente sumiu após a mudança de regras de 2015. Enquanto isso, essa descontinuidade para o grupo de requerentes pela 3ª ou mais vezes permaneceu em menor intensidade. Essa evidência sugere fortemente que o seguro-desemprego incentiva o trabalhador a provocar sua demissão para poder receber o benefício.

Houve redução nas descontinuidades da densidade de demissões no *cutoff* de 24 meses para ambos os grupos de requerentes. Essa evidência sugere que a crise econômica reduziu o incentivo do trabalhador em provocar sua demissão. Um possível motivo é que na crise o trabalhador teria dificuldades de se reempregar após o recebimento do seguro-desemprego, então ele se esforça no trabalho atual e evita sua demissão. No modelo teórico analiso esse comportamento do trabalhador perante os ciclos econômicos, sob uma perspectiva intertemporal.

## 4 MODELO TEÓRICO

### 4.1 Elementos do modelo

Considere que o trabalhador pode escolher quanto se esforça no emprego ( $a_t$ ) para aumentar sua produtividade, e quanto se esforça no desemprego ( $e_t$ ) para procurar uma oferta de trabalho que seja superior ao seu salário reserva. Ao se esforçar no emprego, o trabalhador tem o custo de desutilidade  $\psi_e(a_t)$ . Quando ele se esforça em procurar emprego, ele tem o custo de desutilidade de  $\psi_u(e_t)$ . Ambas funções estritamente crescentes e estritamente convexas, ou seja,

$$\psi'_i(\cdot) > 0, \quad \psi''_i(\cdot) > 0, \quad i = e, u \quad (2)$$

Assuma, como hipóteses, que as decisões em se esforçar no emprego e no desemprego reduz a probabilidade de sair do emprego ( $\pi_t$ ) e aumenta a probabilidade de sair do desemprego ( $p_t$ ), respectivamente. Dito de outra forma:

$$\frac{d\pi_t}{da_t} < 0; \quad \frac{\partial p_t}{\partial e_t} > 0 \quad (3)$$

Adicionalmente, considere que os esforços afetam as probabilidades de sair do emprego e do desemprego<sup>16</sup> de forma linear, ou seja,

$$\frac{d^2\pi_t}{da_t^2} = 0; \quad \frac{\partial^2 p_t}{\partial e_t^2} = 0 \quad (4)$$

O trabalhador pode estar empregado ou desempregado em  $t$ . Em qualquer situação, sua função utilidade considera a renda e a desutilidade no período atual, e uma esperança de utilidade futura, descontada a um fator  $\beta$ ,  $0 < \beta < 1$ . Este estudo assume que o trabalhador é capaz de transitar entre as condições de empregado e desempregado repetidas vezes. Assim, não é assumido a hipótese de estabilidade permanente no emprego, muito utilizada na literatura<sup>17</sup>,

---

<sup>16</sup> A hipótese de linearidade sobre a probabilidade de sair do desemprego não era necessária. Mas, por uma questão de simetria, ela é assumida.

<sup>17</sup> Como exemplos, pode-se citar Shavell e Weiss (1979), Chetty (2008); e Schmieder, von Wachter e Bender (2012).

onde uma vez empregado, o trabalhador permanece no emprego até o final da sua vida de trabalho.

Se desempregado, ele sempre tem acesso a uma renda constante ( $y^u$ ) exógena ao modelo<sup>18</sup>. Se o trabalhador for demitido após um período empregado, ele se torna elegível ao benefício do seguro-desemprego ( $b$ ), por somente um período<sup>19</sup>, e deixa de receber o benefício no período seguinte. Quando empregado, ele recebe um salário ( $w$ ) líquido de impostos.

Caso o trabalhador esteja empregado no período inicial, sua função utilidade é:

$$V_t = v(w) - \psi_e(a_t) + \beta[(1 - \pi_t(a_t))V_{t+1} + \pi_t(a_t)U_{t+1}^{el}] \quad (5)$$

Caso ele esteja desempregado no período inicial e seja elegível ao seguro-desemprego, sua função utilidade é:

$$U_t^{el} = u(y^u + b) - \psi_u(e_t) + \beta[p_t(e_t)V_{t+1} + (1 - p_t(e_t))U_{t+1}^{ne}] \quad (6)$$

Caso ele esteja desempregado no período inicial e não seja elegível ao seguro-desemprego, sua função utilidade é:

$$U_t^{ne} = u(y^u) - \psi_u(e_t) + \beta[p_t(e_t)V_{t+1} + (1 - p_t(e_t))U_{t+1}^{ne}] \quad (7)$$

O subscrito  $t$  corresponde ao período atual. O sobrescrito  $el$  ou  $ne$  nas utilidades esperadas representa a condição de estar ou não elegível para receber o seguro desemprego. Já a utilidade  $V_t$  corresponde à condição de empregado em  $t$ , enquanto a utilidade  $U_t^x$  corresponde à condição de desempregado em  $t$ ,  $x = el, ne$ . A função utilidade quando desempregado muda com o acréscimo do benefício do seguro-desemprego, ou seja,  $U_t^{el} - U_t^{ne} = u(b)$ . Já a questão de elegibilidade no período presente não se coloca se o agente está empregado.

$V_{t+1}$ ,  $U_{t+1}^{el}$  e  $U_{t+1}^{ne}$  representam os valores esperados de utilidade se empregado, se desempregado e elegível, e se desempregado e não elegível ao seguro-desemprego, respectivamente, considerando decisões ótimas do trabalhador a partir do próximo período em diante. É importante notar que  $V_{t+1}$ ,  $U_{t+1}^{el}$  e  $U_{t+1}^{ne}$  são independentes de  $t$ ,  $e_t$  e  $a_t$ .

---

<sup>18</sup> Essa renda pode ser de patrimônio acumulado até o momento, de doações de terceiros, de programas de transferência de renda condicionada do governo ou de trabalho informal. Nesse estudo, analisamos a importância da informalidade por meio dessa renda.

<sup>19</sup> Simplificamos o modelo para representar a duração potencial do seguro-desemprego e o *job tenure* mínimo para o trabalhador se tornar elegível seja igual a 1 período.

Para efeito de comparação futura, incluímos também aqui a possibilidade de um trabalhador empregado não se tornar elegível ao final do período. Nesse caso temos a utilidade:

$$\bar{V}_t = v(w) - \psi_e(a_t) + \beta[(1 - \pi_t(a_t))V_{t+1} + \pi_t(a_t)U_{t+1}^{ne}] \quad (8)$$

Por fim, considere a hipótese que o ciclo da economia ( $\dot{Y}$ ) esperado pelos trabalhadores interfere na probabilidade de sair do desemprego<sup>20</sup>. Se o trabalhador espera um crescimento econômico, então ele espera que a probabilidade de sair do desemprego seja reduzida. Se ele espera uma crise econômica, então ele espera um aumento na probabilidade de sair do desemprego. Dito de outra forma:

$$\frac{\partial p_t}{\partial \dot{Y}} > 0 \quad (9)$$

Para representar completamente a probabilidade de sair do desemprego, denote-a como uma função do esforço em procurar emprego, do ciclo esperado da economia e do salário reserva ( $w_R$ ).

$$p_t = p(e_t, \dot{Y}, w_R) \quad (10)$$

A literatura define  $w_R$  como o menor salário aceitável para o trabalhador desempregado aceitar uma proposta de emprego. Este estudo considera um conceito mais amplo para essa variável. Considere  $w_R$  como o menor salário aceitável para o trabalhador, estando empregado ou desempregado. Caso ele esteja desempregado, ele funciona conforme vem sendo utilizado na literatura e o trabalhador aceita a proposta de emprego se o salário é maior que  $w_R$ . Caso esteja empregado, e o salário for menor que  $w_R$ , então o trabalhador se sente desmotivado e pode pedir demissão, ou procurar outro emprego ou se esforçar menos no trabalho, incentivando sua demissão escolhida pela firma. Este modelo teórico considera esta última alternativa.

---

<sup>20</sup> Essa hipótese considera que o crescimento econômico gera aumento de demanda por trabalho e tende a deslocar para a direita a distribuição de oferta de salários para um dado salário reserva. E a crise tende a deslocar essa distribuição para a esquerda, conforme a representação de McCall (1970) para o efeito de uma política de capacitação. Além disso, essa hipótese se torna mais aceitável em um cenário em que existe política ou contrato com rigidez salarial. Então, o salário reserva não acompanha a mudança na demanda por trabalho das firmas e interfere na probabilidade de sair do desemprego.

## 4.2 Decisão ótima de esforço do trabalhador

Este estudo utiliza técnicas padrões de programação dinâmica, semelhante ao realizado por Ferejohn (1986), que analisa a estratégia ótima de um governante. Neste estudo, consideraremos que o trabalhador escolherá o esforço em  $t$  que maximize sua utilidade esperada (descontada) a partir desse momento. Consideraremos um modelo em que a situação inicial do trabalhador é de empregado.

Inicialmente, este estudo apresenta um resultado de equilíbrio em que o trabalhador escolhe permanecer no emprego. Adiante, apresentaremos um resultado de estática comparativa, em que o nível de esforço no emprego varia de acordo com os parâmetros que caracterizem a elegibilidade ao seguro-desemprego, aumento de duração potencial do seguro-desemprego e alteração dos ciclos de negócios da economia.

Para permanecer empregado, o valor do salário deve ser superior ao salário reserva ( $w_R$ ). Se o salário estiver baixo demais, o trabalhador não achará útil tentar reter o emprego e, em vez disso, optará por se esforçar ao mínimo enquanto empregado ( $a_t = 0$ ). Por outro lado, se o nível  $w$  for definido muito alto, o trabalhador achará suficientemente satisfatório permanecer no emprego e escolherá um nível  $a_t$  ótimo.

O resultado de equilíbrio em que o trabalhador escolhe permanecer no emprego só ocorre se a utilidade quando empregado é maior que a utilidade quando desempregado e elegível. Caso contrário, o trabalhador não estará satisfeito com o emprego e escolherá  $a_t = 0$ . Podemos reorganizar os termos dessa condição e estabelecer a seguinte caracterização das melhores estratégias para definição de  $w$  e  $w_R$ :

$$V_t > U_t^{el} \Rightarrow \quad (11)$$

$$v(w) > v(w_R) = u(y^u + b) - \beta\pi_t u(b) + \psi_e(a_t) - \psi_u(e_t) + \beta(U_{t+1}^{ne} - V_{t+1})(1 - p_t - \pi_t) \quad (12)$$

Que pode ser reescrito como,

$$w > w_R = v^{-1}\{u(y^u + b) - \beta\pi_t u(b) + \psi_e(a_t) - \psi_u(e_t) + \beta(U_{t+1}^{ne} - V_{t+1})(1 - p_t - \pi_t)\} \quad (13)$$



O trabalhador escolherá uma ação que maximize sua utilidade (descontada) a partir desse momento, escolhendo  $a_t$  para maximizar o valor presente do fluxo de utilidades. Obviamente, se  $w < w_R$ , então não será possível estar empregado e ele sempre escolherá  $a_t = 0$ .

A estratégia ideal do trabalhador é composta por escolhas ótimas a cada momento  $t$ , considerando as estratégias ótimas nos momentos futuros, equivalente a um equilíbrio perfeito em subjogos.

Assim, a solução de esforço ótima em  $t$  é obtida pela condição de primeira ordem da equação (12):

$$\begin{aligned}\psi'_e(a_t) &= \beta \frac{d\pi_t}{da_t} [U_{t+1}^{nl} + u(b) - V_{t+1}] = \beta \frac{d\pi_t}{da_t} [U_{t+1}^{el} - V_{t+1}] \\ &= \beta \left( -\frac{d\pi_t}{da_t} \right) [V_{t+1} - U_{t+1}^{el}]\end{aligned}\quad (14)$$

Em uma situação de esforço ótimo, o custo marginal será igual ao benefício marginal esperado do futuro por aumentar as chances de se manter empregado. Assim, o esforço máximo no trabalho geraria uma desutilidade marginal maior que zero, pois,

$$\psi'_e(a_t) = \tilde{\beta}^+ \frac{\overline{d\pi_t}}{da_t} [U_{t+1}^{el} - V_{t+1}] > 0 \quad (15)$$

O resultado da equação (14) deve ser estacionário no sentido de que  $a_t = a$  para todo  $t$  e a equação (14) pode ser reescrita da seguinte forma,

$$\psi'_e(a) = \beta \frac{d\pi}{da} [U^{el} - V] \quad (16)$$

Para ver isso, observe que, se a equação (5) for reescrita para o período 0, incluindo a solução ótima encontrada na equação (14), e, portanto, considerando que a probabilidade de demissão  $\pi_0 = 0$ .

$$V_0 = v(w) - \psi_e(a_0^*) + \beta[V_1] \quad (17)$$

Observa-se, nesse caso, que as estratégias e os retornos são os mesmos no tempo 0 e no tempo 1. Além disso, a utilidade esperada do trabalhador não depende de  $a_0$ . Portanto, se  $a_0^*$  maximiza  $V_0$ ,  $a_1^*$  também deve maximizar  $V_1$  e assim por diante para cada  $t$ , de modo que  $a_t = a$  para todo  $t$ .

Ademais, destacamos uma importante observação da equação (16):  $a$  depende positivamente do valor absoluto da diferença  $[U^{el} - V]$ . Quanto maior a utilidade esperada de se manter empregado em relação a estar desempregado, mais o trabalhador se esforçará no emprego.

### 4.3 Efeito da elegibilidade<sup>21</sup> do seguro-desemprego

Da equação (16), considere um trabalhador elegível ao seguro desemprego:

$$\psi'_e(a^1) = \beta \frac{d\pi}{da} [U^{el} - V] \quad (18)$$

Quando o trabalhador não é elegível ao seguro-desemprego, a equação (16) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\psi'_e(a^2) = \beta \frac{d\pi}{da} [U^{nl} - V] \quad (19)$$

*Proposição 1:*  $\psi'_e(a^2) > \psi'_e(a^1)$

**Prova.** Como  $U^{el} = U^{nl} + u(b)$ , temos que  $U^{el} > U^{nl}$ .

Como  $\frac{d\pi}{da} < 0$ , segue que  $\psi'_e(a^1) < \psi'_e(a^2)$ , Q.E.D.

Assim, como  $\psi(\cdot)$  é estritamente convexa, então,

$$\psi'_e(a^2) > \psi'_e(a^1) \Rightarrow a^2 > a^1 \quad (20)$$

Logo, quando o trabalhador não é elegível ao seguro-desemprego, ele se esforça mais no trabalho. Isso ocorre porque no caso de demissão, ele não receberá o seguro-desemprego, então, ele se esforça mais para ter uma probabilidade menor de demissão. Em outras palavras, o seguro

---

<sup>21</sup> Como hipótese, o modelo assume que após um período no emprego, o trabalhador é elegível ao seguro-desemprego. Então, pelo modelo, não faria sentido analisar a situação de não elegibilidade quando ele está empregado. Todavia, na vida real, o trabalhador permanece no emprego por um tempo mínimo até adquirir a elegibilidade. Nesse contexto, entendemos que essa comparação é relevante e tem a finalidade analítica sobre a mudança de comportamento do trabalhador quando adquire a elegibilidade. Ademais, a situação de não elegibilidade poderia ser admitida dentro do modelo, quando a demissão for voluntária, ou seja, a pedido do trabalhador.

desemprego diminui o custo de oportunidade de perder o emprego, fazendo com que o trabalhador reduza seu esforço.

#### 4.4 Efeito do aumento de duração potencial do seguro-desemprego

Para fins de simplificação<sup>22</sup>, assumimos como hipótese que a utilidade esperada quando desempregado com 2 períodos de duração potencial de seguro-desemprego ( $U_{2SD}^{el}$ ) é maior que essa utilidade esperada com somente 1 período ( $U_{1SD}^{el}$ ). Ou seja,

$$U_{2SD}^{el} > U_{1SD}^{el} \quad (21)$$

Assim, podemos reescrever o equilíbrio da equação (16), considerando o cenário com 2 períodos de recebimento do seguro-desemprego:

$$\psi'_e(a_{2SD}) = \beta \frac{d\pi}{da} [U_{2SD}^{el} - V] \quad (22)$$

E reescrever o equilíbrio da equação (16), considerando o cenário com 1 período de seguro-desemprego

$$\psi'_e(a_{1SD}) = \beta \frac{d\pi}{da} [U_{1SD}^{el} - V] \quad (23)$$

Proposição 2:  $\psi'_e(a_{1SD}) > \psi'_e(a_{2SD})$

**Prova.** A prova é idêntica a prova da proposição 1.

Assim, como  $\psi(\cdot)$  é estritamente convexa, então,

$$\psi'_e(a_{1SD}) > \psi'_e(a_{2SD}) \Rightarrow a_{1SD} > a_{2SD} \quad (24)$$

---

<sup>22</sup> Assumimos essa hipótese por simplificação porque a especificação do modelo considera somente 1 período para o recebimento do seguro-desemprego. Para analisar o caso sem essa hipótese, deveríamos reespecificar todo o modelo considerando 3 utilidades esperadas de desemprego: (1) sem elegibilidade:  $U_{t+1}^{nl}$ ; (2) com elegibilidade e 1 período de seguro-desemprego:  $U_{t+1,1SD}^{el}$ ; e (3) com elegibilidade e 2 períodos de seguro-desemprego:  $U_{t+1,2SD}^{el}$ . Além disso, deveríamos especificar quando o trabalhador passa a ter direito a receber 2 períodos de seguro-desemprego. Toda essa alteração tornaria o modelo teórico desnecessariamente mais complexo e o resultado seria o mesmo, pois  $U_{t+1,2SD}^{el} > U_{t+1,1SD}^{el} > U_{t+1}^{nl} \Rightarrow U_{2SD}^{el} > U_{1SD}^{el} > U^{nl}$ .

Logo, quando o trabalhador tem direito de receber o seguro-desemprego por mais períodos, ele se esforça menos no trabalho. Isso ocorre porque, no caso de demissão, ele receberá o seguro-desemprego por mais tempo.

#### 4.5 Efeito dos ciclos da economia

Da equação (16), considere um efeito de alteração esperada no ciclo da economia. Então, derive ambos os lados por  $\dot{Y}^{23}$ .

$$\psi_e''(a) \frac{da}{d\dot{Y}} = \beta \frac{d\pi}{da} \frac{dU^{el}}{d\dot{Y}} = \beta^2 \frac{d\pi}{da} \frac{dp}{d\dot{Y}} [V - U^{nl}] \Rightarrow$$

$$\frac{da}{d\dot{Y}} = \frac{\overbrace{\beta^2}^{+} \overbrace{\frac{d\pi}{da}}^{-} \overbrace{\frac{dp}{d\dot{Y}}}^{+} \overbrace{[V - U^{nl}]}^{+}}{\underbrace{\psi_e''(a)}^{+}} < 0 \quad (25)$$

Ou seja, se o trabalhador espera que haja um crescimento econômico, ele tende a se esforçar menos no trabalho no período atual, porque a demanda por trabalho será elevada e se ele for demitido poderá se reempregar novamente em um período próximo. Se ele espera uma crise econômica, ele se esforça mais no trabalho atual, para reduzir seu risco de demissão e permanecer empregado no período de baixa demanda por trabalho por parte das firmas.

#### 4.6 Efeito dos ciclos da economia: com informalidade e *replacement rate* elevados – cenário Brasil

Em todo o modelo teórico, consideramos que a solução de equilíbrio ocorre quando o trabalhador prefere estar empregado do que desempregado e analisamos marginalmente a mudança de comportamento com resultados de estática comparativa da caracterização de

---

<sup>23</sup> Como  $\frac{d^2\pi_t}{da_t^2} = 0$ , então  $\frac{d\pi}{da}$  não é uma função de  $a$ .

equilíbrio. Todavia, é possível que ele passe a preferir estar desempregado em  $t$ . Nesse cenário, na equação (14), considere  $U_{t+1}^{el} > V_{t+1}$ . Nesse caso,

$$\psi'(a_t) = \beta \frac{\overbrace{d\pi_t}^+}{da_t} \overbrace{[U_{t+1}^{el} - V_{t+1}]^+}^+ < 0 \Rightarrow a_t = 0 \quad (26)$$

Assim, quando a utilidade esperada se desempregado é superior à utilidade esperada se empregado, é preferível para o trabalhador se esforçar o mínimo possível e incentivar ao máximo a sua demissão. Essa solução representa uma solução de canto. Mas quando esse cenário ocorre? A proposição abaixo estabelece as condições quando isso tende a ocorrer. Sua prova é analisada no APÊNDICE G.

*Proposição 2: Em uma economia com elevado nível de informalidade e com o sistema de seguro-desemprego generoso (replacement rate próximas à 1) para um grupo de trabalhadores, é provável que  $U_{t+1}^{el} > V_{t+1}$  ocorra quando a economia não está em crise.*

Nesse cenário, quando a economia está em expansão, é esperado que o trabalhador se esforce o mínimo possível no trabalho, uma vez que ele esteja elegível ao seguro-desemprego. Na expansão, isso ocorre porque ele consegue sair do desemprego logo após exaurir o seguro-desemprego, caso seja vantajoso para esse trabalhador se reempregar em um vínculo de trabalho formal novamente. Com taxas de *replacement rate* próximas a 1, e com elevada informalidade, durante a duração do desemprego, ele pode obter uma renda melhor ou igual ao período em que estava empregado. Logo, nesse cenário, sempre que elegível, o trabalhador tende a incentivar sua demissão e passar a receber o seguro-desemprego.

Porém, quando a economia está em crise, a probabilidade de se reempregar se torna baixa. Assim, um comportamento de baixo esforço no trabalho pode levar à demissão do trabalhador, com duração do desemprego maior que a duração potencial do seguro-desemprego, ou seja, ele possivelmente ficará sem receber o seguro-desemprego e sem trabalhar formalmente por um longo período. Nesse cenário, é possível aceitar que  $U_{t+1}^{el} < V_{t+1}$ , ou seja, o esforço do trabalhador não será uma solução de canto igual a zero, podendo ser alto, conforme a equação (14).

## 5 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

### 5.1 Base de dados

Este estudo utilizou os microdados identificados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e a base administrativa do seguro-desemprego, ambas do extinto Ministério do Trabalho, de 2011 até 2016.

A Rais é uma base de dados de todos os vínculos empregatícios do Brasil. Ela identifica o trabalhador, o empregador, o salário, o tempo de emprego no vínculo empregatício e demais variáveis socioeconômicas do trabalhador. Inicialmente, este estudo juntou os vínculos de uma mesma pessoa, na mesma firma, na mesma época. Desse modo, cada observação do banco de dados contém somente uma informação de vínculo da pessoa, naquela firma naquele período.

O estudo também incorpora a informação de data de admissão e demissão entre 2011 e 2014, por meio de informações do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) e da base administrativa do seguro-desemprego. Cerca de 7,9% das informações não obtiveram *matching* com esses bancos de dados. Para esses trabalhadores, utiliza-se a informação original de tempo de trabalho da Rais e imputa-se as informações de data de admissão, com base na moda das datas de admissões de cada mês/ano. Utiliza-se o tempo de emprego para estimar a data de demissão. O APÊNDICE H compara os gráficos com e sem a imputação. Acredito que esse procedimento não influenciou nas estimativas, pois a informação utilizada de *job tenure* se manteve intacta.

Na Rais, utiliza-se somente informações de pessoas demitidas. Exclui-se demissões que não são involuntárias, de servidores públicos estatutários, militares, menor de 18 anos, pessoas com salários nulos ou trabalhadores que tivessem com mais de um vínculo no momento da demissão. Mesmo com todos esses filtros de exclusão de trabalhadores não elegíveis ao seguro-desemprego, a base de dados tem 59 milhões de demissões no período de 2011 até 2016. Com o intuito de não perder informação e tornar a análise imparcial, optei por manter todas as observações, realizando a análise sobre a população do Brasil, e não sobre uma amostra. Essa quantidade expressiva de informação faz com que praticamente todas as estimativas sejam estatisticamente significativas. Então, ao analisar as tabelas de regressão, eu interpreto se a estimativa é próxima a zero, pequena ou elevada, apesar de todas serem estatisticamente significativas.

A variável de *time analysis* é a variável mais importante em um modelo de sobrevivência. Ela reflete o tempo até que a “falha” aconteça. Este estudo desenvolve um modelo de sobrevivência no emprego e a *time analysis* é a variável de *job tenure*. Essa variável reflete o tempo até o desemprego. Como há o interesse em analisar os efeitos do seguro-desemprego na probabilidade de demissão, o *job tenure* considera o tempo necessário para a elegibilidade do benefício e para o aumento de sua duração potencial.

Pelo sistema do seguro-desemprego brasileiro, essa informação deve levar em consideração o tempo de trabalho nos últimos 36 meses, o tempo de aviso prévio, e um saldo remanescente de 15 dias de trabalho, que corresponde a um arredondamento de 1 mês. Esse arredondamento é executado pelo governo brasileiro no cadastro do seguro-desemprego.

Utilizar a informação da Rais de tempo de trabalho naquele vínculo para o modelo de sobrevivência não representa a *time analysis* do seguro-desemprego. Essa variável da Rais tem sido utilizada pela literatura<sup>24</sup>. A primeira dificuldade em utilizar essa variável como *time analysis* é devido ao tempo de aviso prévio. Esse período corresponde a um prazo que a firma dá ao trabalhador para ele procurar emprego e se preparar para o desemprego. Esse prazo é variável de acordo com o tempo de emprego do trabalhador. A firma decide se espera esse prazo para demitir ou se demite e adianta um mês de salário. No caso de demitir sem esperar o aviso prévio, essa informação é computada pelo governo como tempo de trabalho, mas a informação da Rais de tempo de emprego não captura esses dias. Uma segunda dificuldade em utilizar a informação da Rais se deve ao fato de ela não considerar os últimos 36 meses. Por fim, o arredondamento de 15 dias também não faz parte da informação da Rais.

Por outro lado, utilizar o tempo de emprego da base administrativa do seguro-desemprego permite saber qual o tempo considerado pelo governo para a concessão do benefício. Portanto, utilizo a informação da base administrativa do seguro-desemprego e opto por não utilizar a informação da Rais de tempo de trabalho naquele vínculo. O APÊNDICE H compara essas informações.

A informação do tempo de trabalho da base do seguro-desemprego é discreta, devido a arredondamentos no momento de cadastro do trabalhador. Assim, opto por realizar um procedimento para transformar a variável discreta em contínua. Como essa informação não está disponível para os trabalhadores que não solicitam o benefício, utiliza-se um procedimento

---

<sup>24</sup> Gonzaga e Gerard (2013), Gerard, Rokkanen e Rothe (2016), Gonzaga e Pinto (2014) e Carvalho, Corbi e Narita (2018).

diferente para os trabalhadores beneficiários e não beneficiários do seguro-desemprego. Para os beneficiários, utiliza-se o tempo da base de dados administrativos do seguro-desemprego e realiza-se uma transformação da informação discreta em contínua, utilizando o tempo entre as datas de admissão e demissão. Para os não beneficiários, calcula-se o tempo de trabalho nos últimos 36 meses e realiza-se a mesma transformação de informação discreta para contínua, utilizando o tempo entre as datas de admissão e demissão. Após esse procedimento, soma-se 15 dias ao tempo de emprego de todos os trabalhadores, para representar o arredondamento executado pelo governo. Esse procedimento é detalhado no APÊNDICE H.

## 5.2 Modelo de sobrevivência no emprego

Para estimar a probabilidade de demissão de acordo com o *job tenure*, o estudo desenvolve um modelo de sobrevivência não paramétrico Kaplan-Meier de permanência no emprego. Assim, o evento de falha ( $T$ ) é a demissão. A probabilidade de sobrevivência até o momento  $t$  representa a probabilidade de não ser demitido durante o *job tenure*, ou seja,

$$S(t) = Pr(T > t) \quad (27)$$

A função de *hazard* da saída do emprego é a taxa de intensidade de demissões de acordo com os meses de *job tenure*. Formalmente, ela mede a probabilidade de a demissão ocorrer em uma janela curta de tempo, dado que ela ainda não ocorreu, dividida por essa janela de tempo, ou seja,

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t} \quad (28)$$

O banco de dados considera que o evento de falha pode ocorrer somente uma vez. Sendo assim, como a probabilidade de sobrevivência mede a probabilidade de permanecer no emprego até a data  $t$ ; então, o complemento da probabilidade de sobrevivência é a probabilidade de demissão. Ou seja,

$$Pr(\text{Demissão}) = 1 - S(t) = 1 - Pr(T > t) = Pr(T \leq t) = F(T) \quad (29)$$

Para estimar a probabilidade de demissão, utiliza-se a função acumulada da demissão, calculada pelo modelo Kaplan-Meier. Aqui está a explicação direta do porquê utilizo a metodologia de RKD a seguir. Como identifico a priori descontinuidades na função de densidade, é esperado que a função acumulada de probabilidade apresente mudança de inclinação após o *cutoff*. Como



a função acumulada representa a probabilidade de demissão, na prática, a mudança de inclinação é uma boa estimativa de risco moral *ex-ante*.

### 5.3 Desenho de regressão *kink* (RKD)

Assim como Card et al. (2007) e Le Barbanchon (2016), este estudo utiliza o *job tenure* como *forcing variable* para avaliação em volta dos *cutoffs*. O RKD, estima mudanças de inclinação entre o *job tenure* ( $j$ ) e a probabilidade de demissão, após uma mudança de tratamento do seguro-desemprego. Para a maioria dos trabalhadores analisados neste estudo, o seguro-desemprego aumenta a probabilidade de tratamento a partir do *cutoff* de 6 meses de *job tenure*. E após 12 e 24 meses de *job tenure*, a duração potencial do seguro-desemprego aumenta em 1 mês. Assim, explora-se a mudança de inclinação na probabilidade de demissão após os *cutoffs* de 6, 12 e 24 meses de *job tenure*.

Este estudo avalia uma regressão para cada *cutoff* em volta do *bandwidth*. A regressão de estimação de cada *cutoff* ( $c$ ) busca estimar o parâmetro  $\gamma$ , conforme descrição a seguir.

$$P(\text{Demissão}_i) = \alpha_0 + \gamma T_i(j_i - c) + \alpha_1 m^d(j_i - c) + \alpha_2 T_i m^d(j_i - c) + u_i \quad (30)$$

Onde  $m^d(\cdot)$  é uma função de grau  $d$  de polinômio;  $T_i$  é uma variável *dummy* que indica o lado direito do *cutoff*;  $T_i m^d(w_i - c)$  não tem o grau 1.

A hipótese desse método é a continuidade da inclinação. Ele assume que as pessoas tratadas após o *cutoff* e as não tratadas antes do *cutoff* teriam a mesma inclinação na ausência de tratamento. Assim, qualquer descontinuidade na inclinação seria decorrente do tratamento. De modo formal:

$$\begin{aligned} \gamma &= E \left( \frac{dP(\text{Demissão})_1}{dj} - \frac{dP(\text{Demissão})_0}{dj} \mid T = 1, j \in h \right) = \\ &= \lim_{j \rightarrow c^+} E \left( \frac{dP(\text{Demissão})}{dj} \mid T = 1, j \in h^+ \right) - \lim_{j \rightarrow c^-} E \left( \frac{dP(\text{Demissão})}{dj} \mid T = 0, j \in h^- \right) \quad (31) \end{aligned}$$

Como  $P(\text{Demissão}) = F(T) = \Pr(T \leq t)$ , então, sua derivada é a função de densidade de probabilidade. Ou seja, a hipótese de continuidade da derivada é interpretada como hipótese de continuidade da função densidade na ausência de tratamento. Essa hipótese é idêntica à assumida na literatura sobre *bunching* (SAEZ, 2010), *notches* (KLEVEN; WASSEN, 2013) e

*Density Descontinuity Approach* (DOYLE JR, 2006; JALES, 2016). Porém, neste estudo, não é necessário assumir as hipóteses de não *spillovers* e de modelo teórico da densidade.

Realiza-se o método RKD sobre todos os indivíduos e sobre os grupos de 1ª e 2ª vez requerentes de seguro-desemprego e de 3ª ou mais vezes, separando os períodos antes de 2014 e após março de 2015. Por fim, conforme sugerido por Card et al. (2015), testa-se alguns testes placebos sobre não *Kinks*, para avaliar se existe mudanças de inclinação ao longo de outros pontos de *job tenure*. O APÊNDICE I realiza demais testes do modelo RKD, com estimativas variando os graus de polinômio, largura de *bandwidth* e *kernel*, e gráficos sobre características observáveis do trabalhador e da firma.

#### **5.4 Diferença em Diferença (DD)**

Como é analisado no modelo teórico, o comportamento de risco-moral *ex-ante* do seguro-desemprego possui interação com os ciclos de negócios. Como a mudança na legislação do seguro-desemprego ocorreu a partir de março de 2015, o efeito estimado neste artigo por RKD antes e depois da mudança na legislação pode sofrer influência do efeito das mudanças dos ciclos de negócios da economia, pois o país entrou em crise a partir do final de 2014.

Com a finalidade de estimar o efeito do risco moral gerado pela regra do seguro-desemprego de modo independente do efeito gerado pela mudança dos ciclos de negócios, este estudo aplica o método de Diferenças em Diferenças (DD). A variável dependente é a estimativa de aumento de probabilidade estimada pelo modelo RKD no *cutoff* de 6 meses de trabalho. Todas as estimativas RKD e o respectivo modelo de sobrevivência foram estimados a nível de município ao ano, separando o efeito de aumento de probabilidade na demissão sobre os grupos de tratamento e controle. Considera-se como peso a quantidade de demissões ocorridas nesse município e ano.

O grupo de tratamento é composto pelos trabalhadores que solicitaram o seguro-desemprego pela 3ª ou mais vezes, pois eles permaneceram com direito ao benefício após a mudança na lei a partir de 2015. O grupo de controle é composto por trabalhadores que solicitaram o benefício do seguro-desemprego pela 1ª ou 2ª vez.

Assim, após estimar os efeitos RKD por município e grupo de tratamento e controle, com pesos das quantidades de demissões, o método de DD calcula as diferenças antes e depois do

tratamento (quando  $t = 0$  e  $t = 1$ , respectivamente) de cada grupo, controle e tratamento. Posteriormente, a estimativa do efeito do tratamento sobre os tratados é obtida pela diferença dessas duas diferenças, tal como especificado abaixo:

$$DD = \{E[Y_{it}|T_{it} = 1, t_{it} = 1] - E[Y_{it}|T_{it} = 1, t_{it} = 0]\} \\ - \{E[Y_{it}|T_{it} = 0, t_{it} = 1] - E[Y_{it}|T_{it} = 0, t_{it} = 0]\} \quad (32)$$

A estimativa do efeito do risco-moral *ex-ante* do seguro-desemprego é realizada por meio da medida do parâmetro  $\beta_{DD}$  do modelo abaixo:

$$Y_{it} = \alpha + \rho T_i + \theta t_t + \beta_{DD} T_i t_t + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

Onde  $T_i$  é a *dummy* de tratamento constante no tempo,  $t_t$  é a *dummy* temporal que identifica a época depois do tratamento, e  $\alpha$ ,  $\rho$ ,  $\beta_{DD}$  e  $\theta$  são parâmetros estimados pela regressão. O parâmetro de interesse é  $\beta_{DD}$ .

Com esse modelo econométrico, podemos calcular as seguintes esperanças condicionais:

$$E[Y_{it}|T_{it} = 1, t_{it} = 1, X_{it}] = \alpha + \gamma X_{it} + \rho T_i + \theta t_t + \beta_{DD} T_i t_t + E[\varepsilon_{it}|T_{it} = 1, t_{it} = 1, X_{it}] \quad (34)$$

$$E[Y_{it}|T_{it} = 1, t_{it} = 0, X_{it}] = \alpha + \gamma X_{it} + \rho T_i + E[\varepsilon_{it}|T_{it} = 1, t_{it} = 0, X_{it}] \quad (35)$$

$$E[Y_{it}|T_{it} = 0, t_{it} = 1, X_{it}] = \alpha + \gamma X_{it} + \theta t_t + E[\varepsilon_{it}|T_{it} = 0, t_{it} = 1, X_{it}] \quad (36)$$

$$E[Y_{it}|T_{it} = 0, t_{it} = 0, X_{it}] = \alpha + \gamma X_{it} + E[\varepsilon_{it}|T_{it} = 0, t_{it} = 0, X_{it}] \quad (37)$$

Desse modo,

$$\widehat{Risco\_moral} = \beta_{DD} + E[\varepsilon_{it}|T_{it} = 1, t_{it} = 1, X_{it}] - E[\varepsilon_{it}|T_{it} = 1, t_{it} = 0, X_{it}] \\ - E[\varepsilon_{it}|T_{it} = 0, t_{it} = 1, X_{it}] + E[\varepsilon_{it}|T_{it} = 0, t_{it} = 0, X_{it}] \quad (38)$$

Sob a hipótese de que  $E[\varepsilon_{it}|T_{it}, t_{it}, X_{it}] = 0$ ,

$$\widehat{Risco\_moral} = \beta_{DD} \quad (39)$$

Esse método permite a hipótese de existência de diferença prévia entre os grupos de controle e tratamento. Ele permite que o grupo de controle seja diferente do grupo de tratamento, desde que essas características diferentes permaneçam constantes no tempo. A única premissa do DD é, tal como ressaltou Foguel (2012, p. 75), é “*que a variação temporal na média do contrafactual do grupo tratado seja igual à variação observada na média do grupo de controle*”, ou seja,

$$E[Y_{it}^0|T_{it} = 1, t_{it} = 1] - E[Y_{it}^0|T_{it} = 1, t_{it} = 0] \\ = E[Y_{it}^0|T_{it} = 0, t_{it} = 1] - E[Y_{it}^0|T_{it} = 0, t_{it} = 0] \quad (40)$$

Essa hipótese substitui a hipótese de não descontinuidade na densidade do RKD, pois permite-

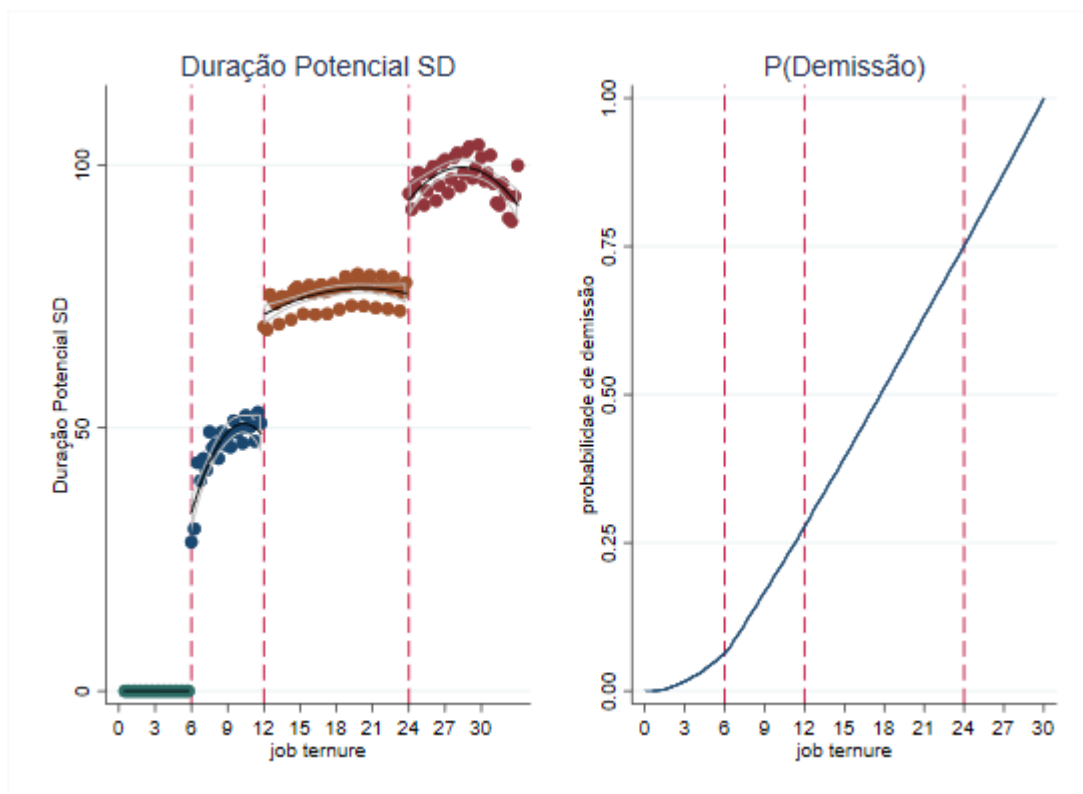
se que os indivíduos sejam diferentes, desde que essa diferença seja invariante no tempo.

A fim de testar essa hipótese para verificar se ela é possível de ser aplicada para o experimento a ser realizado, este estudo compara as tendências anteriores ao tratamento dos dois grupos, para verificar a pertinência de essa hipótese ser usada durante o período do experimento.

## 6 RESULTADOS RKD

Até 2014, todos os trabalhadores tinham direito de ser elegíveis com 6 meses de *job tenure* e aumentavam a duração potencial do seguro-desemprego em um mês com 12 e 24 meses de *job tenure*. O Gráfico 2.4 mostra esse aumento de duração potencial do seguro-desemprego de acordo com os *cutoffs*. Pelo Gráfico 2.2, existem descontinuidades na densidade e picos de *hazard rate* após esses *cutoffs*, com destaque para quando o *job tenure* de 6 meses. Consequentemente, o Gráfico 2.4 mostra que a probabilidade de demissão aumenta a inclinação acentuadamente após esse *cutoff*. A mudança de inclinação não é perceptível pela análise gráfica após os *cutoffs* de 12 e 24 meses de *job tenure*.

Gráfico 2.4 – Duração potencial do seguro-desemprego e probabilidade de demissão por *job tenure*, 2011-2016



Fonte: Elaboração própria com base dos dados da Rais.

Pela análise gráfica, é possível perceber que a elegibilidade ao seguro-desemprego parece estar influenciando um aumento na probabilidade de demissões sem justa causa. Como essa demissão é escolhida pela firma, ela pode ser influenciada por uma mudança de comportamento do trabalhador no trabalho, ou seja, risco moral *ex-ante* do seguro-desemprego. Porém, a análise gráfica não permite estimar a dimensão desse aumento, se ele é estatisticamente diferente de zero e se existem aumentos na probabilidade nos *cutoffs* de 12 e 24 meses de trabalho.

A Tabela 2.2 apresenta essas estimativas e análise de inferências das regressões RKD para todos os trabalhadores. Após a elegibilidade ao seguro-desemprego, a probabilidade de demissão aumentou 0,755 p.p. mensais, quando seu nível médio era de 4%. Ou seja, um aumento mensal de 19% na probabilidade de demissão. Após os aumentos de duração potencial do seguro-desemprego de um mês nos *cutoffs* de 12 e 24 meses de *job tenure*, houve aumentos mais modestos de probabilidade de demissão. Estimo que a probabilidade aumentou 0,2 p.p. e 0,104 p.p., nesses *cutoffs*. Considerando que seus níveis médios eram de 17,8% e 48,4%, então, as probabilidades de demissão aumentaram 1,1% e 0,21%, respectivamente.

Tabela 2.2 – Estimativas RKD do aumento de probabilidade de demissão nos *cutoffs* de 6, 12 e 24 meses de *job tenure*, para todos os trabalhadores de 2011 até 2016

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<b>6 meses</b>		<b>12 meses</b>		<b>24 meses</b>	
	<b>Todos os trabalhadores - 2011-2016</b>					
aumento da inclinação	0,00755***	0,00816***	0,002***	0,0019***	0,00104***	0,00157***
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
P(Demissão<cutoff)	0,04	0,04	0,178	0,178	0,484	0,484
N	3.936.850	5.675.766	5.817.490	8.517.120	6.179.296	9.106.076
<b>bandwith (cada lado)</b>	2	3	2	3	2	3
<b>kernel</b>	uniforme	triangular	uniforme	triangular	uniforme	triangular

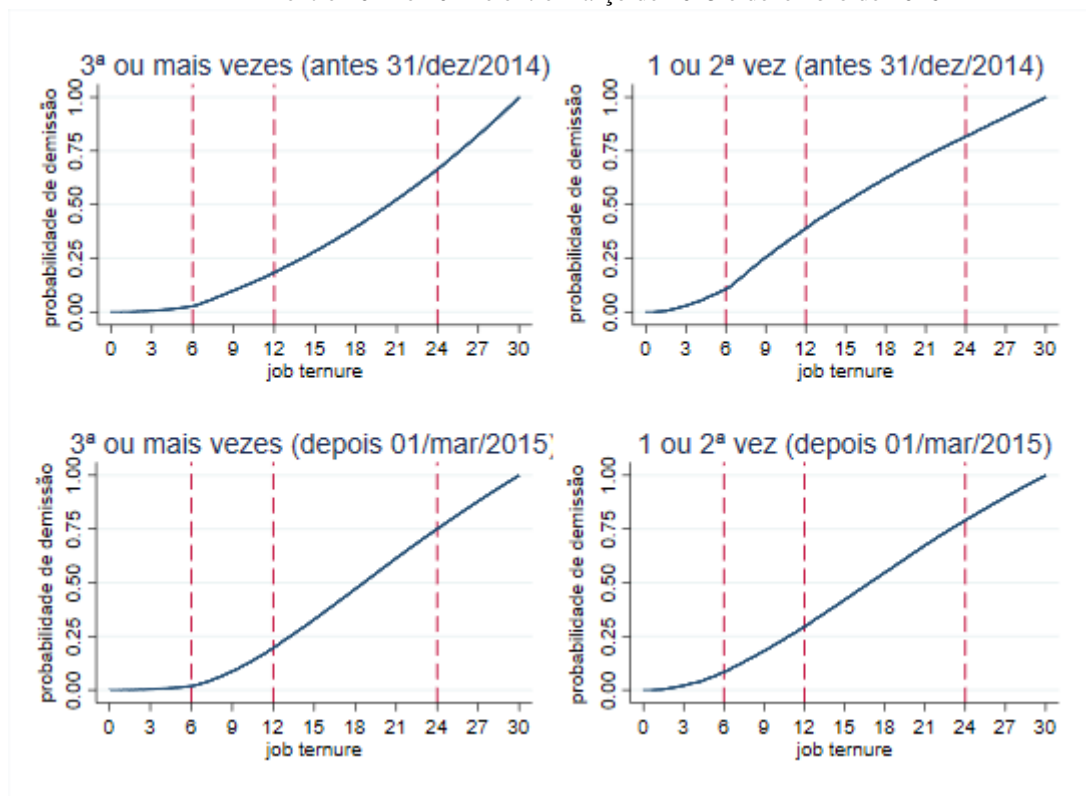
Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são erros-padrão. Estatísticas R<sup>2</sup> são maiores que 0,98. Probabilidade de ser demitido no cutoff foi estimada pela constante. Todos os polinômios de ordem 2. Legenda: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001.

O Gráfico 2.5 apresenta as mudanças de inclinação na probabilidade de demissão, por grupos de requerentes, antes e depois da mudança de legislação do seguro-desemprego. Os requerentes de 3<sup>a</sup> ou mais vezes ao seguro-desemprego não foram afetados pela mudança de regra e permaneceram com descontinuidade na densidade, conforme Gráfico 2.3. Pelo Gráfico 2.5, eles continuam com uma perceptível mudança de inclinação na probabilidade de demissão após o *cutoff* de 6 meses de trabalho.

Diferentemente, os requerentes que acessam o seguro-desemprego pela 1ª ou 2ª vez perderam a elegibilidade com 6 meses de trabalho a partir de março de 2015. Para os requerentes pela 1ª vez, por exemplo, entre março e junho de 2015, essa elegibilidade era adquirida com 18 meses de trabalho e a partir de junho de 2015 ela passou a ser com 12 meses de *job tenure*. Portanto, após a mudança de legislação, não é possível perceber uma mudança de inclinação no *cutoff* de 6 meses de trabalho para esse grupo de requerentes.

Gráfico 2.5 – Probabilidade de demissão ao longo do *job tenure*, por grupo de requerentes e com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016



Fonte: Elaboração própria com base dos dados da Rais.

A Tabela 2.3 apresenta as estimativas e análise de inferências das regressões RKD, por grupo de requerentes, separando em antes e após a mudança na legislação. Como a base de dados da Rais registra todas as demissões involuntárias da população do Brasil e contém 59 milhões de demissões nesse período, dificilmente estimaremos algo sem significância estatística. Portanto, nossas interpretações se baseiam no nível das estimativas. Interpreto valores muito próximos a zero como sem efeito, ainda que estatisticamente com significância diferente de zero.

Tabela 2.3 – Estimativas RKD do aumento de probabilidade de demissão nos *cutoffs* de 6, 12 e 24 meses de *job tenure*, por grupo de requerentes, e com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<b>6 meses</b>		<b>12 meses</b>		<b>24 meses</b>	
	<b>Requerente pela 1ª ou 2ª vez (antes 31/dez/2014)</b>					
aumento da inclinação	0,0128*** (0,00001)	0,01353*** (0,00001)	0,00221*** (0,00001)	0,00213*** (0)	0,00104*** (0)	0,00169*** (0)
P(Demissão ≤ <i>cutoff</i> )	0,068	0,068	0,255	0,255	0,535	0,535
N	2.095.785	2.995.046	2.316.892	3.405.465	1.648.402	2.437.576
	<b>Requerente pela 1ª ou 2ª vez (depois 01/mar/2015)</b>					
aumento da inclinação	0,00195*** (0,00001)	0,00103*** (0)	0,00232*** (0,00001)	0,00224*** (0)	-0,00049*** (0)	0,00021*** (0)
P(Demissão ≤ <i>cutoff</i> )	0,05	0,05	0,175	0,175	0,47	0,47
N	692.641	979.328	989.785	1.448.179	920.771	1.362.370
	<b>Requerente pela 3ª ou mais vezes (antes 31/dez/2014)</b>					
aumento da inclinação	0,00708*** (0,00001)	0,00822*** (0)	0,00181*** (0)	0,00171*** (0)	0,00249*** (0)	0,00283*** (0)
P(Demissão ≤ <i>cutoff</i> )	0,017	0,017	0,123	0,123	0,446	0,446
N	777.453	1.133.236	1.503.837	2.207.244	2.464.921	3.622.809
	<b>Requerente pela 3ª ou mais vezes (depois 01/mar/2015)</b>					
aumento da inclinação	0,00385*** (0,00001)	0,0049*** (0)	0,00184*** (0,00001)	0,00156*** (0)	0,00068*** (0,00001)	-0,00003*** (0)
P(Demissão ≤ <i>cutoff</i> )	0,011	0,011	0,13	0,13	0,123	0,123
N	261.958	410.653	826.360	1.195.819	1.223.196	333.742
<b>bandwith (cada lado)</b>	2	3	2	3	2	3
<b>kernel</b>	uniforme	triangular	uniforme	triangular	uniforme	triangular

Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são erros-padrão. Estatísticas R<sup>2</sup> são maiores que 0,99. Probabilidade de ser demitido no *cutoff* [P(Demissão ≤ *cutoff*)] foi estimada pela constante. Todos os polinômios de ordem 2. Legenda: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001.

No *cutoff* de 6 meses de trabalho para o grupo de requerentes que acessam o seguro-desemprego pela 1ª ou 2ª vez, antes da mudança na legislação, houve um aumento expressivo da probabilidade de demissão. Imediatamente antes desse *cutoff*, a probabilidade de demissão era de 6,8%. Após os 6 meses de *job tenure*, a probabilidade de demissão passou a crescer 1,28 p.p. mais rápido por mês de trabalho. Um aumento de 19% ao mês trabalhado.

Após a mudança na legislação, esse grupo perdeu a elegibilidade ao seguro-desemprego com 6 meses de trabalho. Pela Tabela 2.3, a probabilidade de demissão aumentou 0,19 p.p. ao mês após esse *cutoff*. Como a probabilidade de demissão imediatamente antes do *cutoff* era 5%, esse aumento de inclinação mensal representou um incremento de 3,8%. Ou seja, após a retirada da elegibilidade a taxa de crescimento da probabilidade de demissão diminuiu 80%. A descontinuidade na densidade não sumiu completamente, mas reduziu expressivamente após a retirada da elegibilidade ao seguro-desemprego.

Essa redução não ocorreu no grupo de requerentes ao seguro-desemprego pela 3ª ou mais vezes. Esse grupo não teve regra alterada a partir de 2015. Antes de 2014, o aumento de probabilidade era de 0,7 p.p. mensais, quando a probabilidade de demissão era de 1,7%, ou seja, um aumento de 41% na probabilidade de demissão. Após março de 2015, o aumento de probabilidade foi de 0,385 p.p. mensais, quando a probabilidade de demissão era de 1,1%, ou seja, um aumento de 35% na probabilidade de demissão. Portanto, aumentos relativos muito próximos antes e depois da mudança de legislação.

Todavia, o aumento da probabilidade na demissão em termos de p.p. diminuiu para o grupo de requerentes ao seguro-desemprego pela 3ª ou mais vezes. Essa redução foi acompanhada de uma redução no nível de probabilidade antes do *cutoff* de 6 meses. Este estudo associa essa redução de probabilidade na demissão com a mudança dos ciclos econômicos entre os períodos. Antes de 2014, a economia no Brasil passava por um período de crescimento econômico. A partir de 2014 até 2016, o Brasil passou por um período de recessão. Contra intuitivamente, a probabilidade de demissão diminuiu por *job tenure*. Busco explicações para esse evento no modelo teórico. Acredito que o trabalhador se esforça mais quando está passando por uma crise econômica e o efeito do risco-moral *ex-ante* em termos de p.p. é reduzido pela interação com os ciclos de negócios da economia.

A Tabela 2.3 mostra que o aumento de probabilidade de demissão sobre o *cutoff* de 12 meses de *job tenure* foi diferente entre os grupos de requerentes. Para o grupo de requerentes ao seguro-desemprego pela 1ª e 2ª vez, antes de 2014, houve um aumento de 0,22 p.p. quando a probabilidade de demissão era de 25,5%, ou seja, um aumento de 0,86%. Após março de 2015, houve um aumento de 0,23 p.p. quando a probabilidade era de 17,5%, ou seja, um aumento de 1,3%. Portanto, o nível de aumento mensal na probabilidade de demissão foi próximo em termos de p.p. antes e depois da alteração da legislação. Porém, em termos percentuais, houve um aumento expressivo. Apesar de o efeito ser muito menor do que o observado no *cutoff* de 6 meses, o aumento relativo na probabilidade de demissão indica um efeito das mudanças de



regras do seguro-desemprego, que a partir de junho de 2015 passou a estender a elegibilidade dos requerentes à 1ª vez aos 12 meses de trabalho. Portanto, mais um indício de risco-moral *ex-ante* do seguro-desemprego.

Para o grupo de requerentes pela 3ª ou mais vezes, no *cutoff* de 12 meses, o efeito se manteve próximo em termos de p.p. e em termos relativos. Antes de 2014, houve um aumento de 0,18 p.p. quando a probabilidade de demissão era de 12,3%, ou seja, um aumento de 1,46%. Após março de 2015, houve um aumento de 0,18 p.p. quando a probabilidade era de 13%, ou seja, um aumento de 1,38%.

Sobre o *cutoff* de 24 meses de trabalho, para ambos os grupos, o efeito era pequeno antes de 2014. Para o grupo de 1ª ou 2ª vez no seguro-desemprego, o efeito em termos relativos era de 0,104% de aumento na probabilidade na demissão. Para o grupo de requerentes pela 3ª ou mais vezes, esse efeito era de 0,25% de aumento. Após março de 2015, apesar de ambos os grupos continuarem a ter aumento de um mês na duração potencial do seguro-desemprego nesse *cutoff*, o efeito se tornou praticamente nulo e até levemente negativo em algumas estimativas. Também acredito que a mudança nos ciclos de negócios explica a redução do risco-moral do seguro-desemprego nesse *cutoff*.

Por fim, a Tabela 2.4 estima testes placebos sobre não *cutoffs*. Apesar das estimativas serem estatisticamente significantes, em virtude da grande base de dados, elas são muito menores que as estimativas das Tabelas 2.2 e 2.3. Chego à interpretação de que esses valores são próximos a zero, ao comparar essas estimativas com as das Tabelas 2.2 e 2.3 e ao observar que o sinal muda quando vario a ordem do polinômio, a largura do *bandwidth* e o *kernel* utilizados. Assim, as estimativas são estatisticamente significativas, mas são muito pequenas, alternam de sinal e estão próximas a zero. Portanto, não verifico o risco-moral *ex-ante* nos falsos *cutoffs*.

Tabela 2.4 – Estimativas RKD de testes placebos sobre não *cutoffs*

RKD placebo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>3 meses</b>						
aumento da inclinação	0,00178***	0,00203***	0,00286***	-0,00149***	-0,00045***	-0,00097***
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
<b>9 meses</b>						
aumento da inclinação	0,00023***	-0,0004***	0,00013***	-0,00019***	-0,00004***	-0,00054***
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
<b>15 meses</b>						
aumento da inclinação	0,00052***	-0,00087***	0,00067***	-0,00036***	-0,00053***	0,00064***
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
<b>20 meses</b>						
aumento da inclinação	-0,00007***	-0,00135***	-0,00026***	-0,00087***	-0,0007***	-0,00035***
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
<b>28 meses</b>						
aumento da inclinação	0,00026***	-0,00068***	0,00034***	-0,00069***	-0,00053***	0,00013***
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
<b>30 meses</b>						
aumento da inclinação	-0,00031***	-0,00118***	-0,00109***	-0,00028***	-0,00012***	0,00042***
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
<b>ordem do polinômio</b>	1	1	1	2	2	2
<b>bandwith (cada lado)</b>	1	1	2	2	2	3
<b>kernel</b>	uniforme	triangular	triangular	uniforme	triangular	triangular

Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são erros-padrão. Estatísticas  $R^2$  são maiores que 0,96. Legenda: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

O APÊNDICE I realiza demais testes do modelo RKD, com estimativas variando os graus de polinômio, largura de *bandwith* e kernel, e gráficos sobre características observáveis do trabalhador e da firma.

## 7 RESULTADOS DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS DO RKD

A Tabela 2.5 apresenta as estimativas Diferenças em Diferenças sobre as estimativas RKD, no *cutoff* de 6 meses de *job tenure*. As medidas RKD foram estimadas a nível municipal, anual e

por grupos de tratamento e controle. O método DD estima a diferença de inclinação entre os grupos de controle e tratamento, antes e após a alteração da lei de seguro-desemprego em 2015, considerando como pesos as quantidades de demissões ocorridas nos municípios, no ano, em cada grupo. Todas as estimativas RKD municipais não consideraram as demissões ocorridas em janeiro e fevereiro de 2015.

O modelo (1) calcula a média do risco moral antes da alteração da lei, considerando todas as demissões ocorridas entre 2011 e 2014. E para a média após a alteração de lei, esse modelo considera as demissões entre 2015 e 2016. O modelo (2) considera somente o ano de 2014 para representar a média do efeito moral antes da mudança na lei, e 2015 para representar depois. Por utilizar um intervalo de tempo menor, esse modelo representa melhor as estimativas DD, pois está menos sujeito a mudanças macroeconômicas com possíveis efeitos diferentes entre os grupos de tratamento e controle. Assim, nossa estimativa principal do efeito de risco-moral *ex-ante* do seguro-desemprego é de um aumento de 2,6 p.p. na probabilidade de demissão quando o trabalhador é elegível ao benefício. Considerando a Tabela 2.2, que mostra que a probabilidade de demissão era de 4% no *cutoff* de 6 meses, então o risco moral aumenta a probabilidade de demissão em 65%

Por fim, o modelo (3) testa a hipótese de tendências paralelas antes e depois da alteração da lei. Os coeficientes das interações entre as *dummies* de Ano e de Tratamento estimam as diferenças de tendências entre os grupos de controle e tratamento<sup>25</sup>. Somente a tendência do ano mais distante do tratamento (ano de 2012) teve significância menor que 1%. Todas as demais diferenças de tendências, antes de 2015 e em 2016 foram não significativas a 5%. Somente no ano da alteração da lei, em 2015, que o aumento de probabilidade de demissão é expressivo e significativo. Esse teste é uma forte evidência de que a hipótese de tendências paralelas do método DD é respeitada.

---

<sup>25</sup>  $\beta_{I.Tratado \times I.2012} = \{E[Y|Tratado, 2012] - E[Y|Tratado, 2011]\} - \{E[Y|Controle, 2011] - E[Y|Controle, 2011]\}$

$$\beta_{I.Tratado \times I.2013} = \{E[Y|Tratado, 2013] - E[Y|Tratado, 2013]\} - \{E[Y|Controle, 2011] - E[Y|Controle, 2011]\}$$

$$\beta_{I.Tratado \times I.2014} = \{E[Y|Tratado, 2014] - E[Y|Tratado, 2014]\} - \{E[Y|Controle, 2011] - E[Y|Controle, 2011]\}$$

$$\beta_{I.Tratado \times I.2015} = \{E[Y|Tratado, 2015] - E[Y|Tratado, 2015]\} - \{E[Y|Controle, 2011] - E[Y|Controle, 2011]\}$$

$$\beta_{I.Tratado \times I.2016} = \{E[Y|Tratado, 2016] - E[Y|Tratado, 2016]\} - \{E[Y|Controle, 2011] - E[Y|Controle, 2011]\}$$

Para obter a estimativa pelo modelo (3) do aumento de risco moral antes e após a mudança na lei, igual a estimativa do modelo (2), basta subtrair<sup>26</sup>  $\beta_{I.Tratado \times I.2015} - \beta_{I.Tratado \times I.2014}$ . O resultado é idêntico a estimativa do modelo (2): a probabilidade de demissão do grupo que permaneceu com a elegibilidade ao seguro-desemprego no *cutoff* de 6 meses é maior em 2,6 p.p. em relação ao grupo que perdeu a elegibilidade.

---

<sup>26</sup>  $\beta_{I.Tratado \times I.2015} - \beta_{I.Tratado \times I.2014} = \{E[Y|Tratado, 2015] - E[Y|Tratado, 2015]\} - \{E[Y|Controle, 2014] - E[Y|Controle, 2014]\}$

Tabela 2.5 – Estimativas DD sobre as estimativas RKD, no *cutoff* de 6 meses de *job tenure*, municipais, anuais e por grupos de tratamento e controle

Variáveis	(1)	(2)	(3)
	DD entre 2011 e 2016	DD entre 2014 e 2015	DD com tendências anuais
B_DD	0,015*** (0,0027)	0,026*** (0,0054)	
I.Tratado	-0,004*** (0,0012)	-0,003 (0,0039)	-0,008*** (0,0015)
I.Depois de 2015	-0,026*** (0,0014)	-0,027*** (0,0025)	
I.2012			-0,016*** (0,0019)
I.2013			-0,009*** (0,0017)
I.2014			-0,013*** (0,0018)
I.2015			-0,04*** (0,002)
I.2016			-0,022*** (0,0021)
I.Tratado X I.2012			0,011** (0,0037)
I.Tratado X I.2013			0,0025 (0,0035)
I.Tratado X I.2014			0,006 (0,0038)
I.Tratado X I.2015			0,032*** (0,0037)
I.Tratado X I.2016			0,0055 (0,0039)
Constante	0,017*** (0,0006)	0,0098*** (0,0016)	0,023*** (0,0009)
N	4.841.588	1.118.351	4.841.588
R <sup>2</sup>	0,0001	0,0001	0,0001

Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são erros-padrão. Legenda: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001.

## 8 CONCLUSÃO

Este estudo analisa o risco moral *ex-ante* do seguro-desemprego, ou seja, uma alteração de comportamento do segurado enquanto ele está empregado. Analiso a evidência de manipulação do *cutoffs* de elegibilidade e de aumento de duração potencial do seguro-desemprego no Brasil. Inicialmente, mostro a existência de descontinuidade na densidade e picos de *hazard rate* após os *cutoffs*.

Após 2015, encontro uma forte evidência de que as descontinuidades são causadas pelo seguro-desemprego. Isso porque um grupo de trabalhadores perdeu o acesso ao seguro-desemprego com seis meses de *job tenure* (*cutoff* de elegibilidade) e a descontinuidade na densidade após o *cutoff* praticamente desapareceu.

Para procurar uma explicação racional sobre essa evidência, desenvolvo um modelo teórico para estudar o comportamento de risco moral *ex-ante* do trabalhador e como esse efeito diminui com ciclos de negócios em baixa. Segundo modelo teórico, quando a economia está em crise, os trabalhadores tendem a se esforçar no trabalho para manter seus empregos, por que seria difícil recuperar um emprego equivalente em caso de demissão. Quando a economia está aquecida, os trabalhadores tendem a se esforçar pouco, incentivando sua própria demissão para receber o seguro-desemprego. Esse comportamento provoca um efeito pró-cíclico sobre os gastos com seguro-desemprego. Por fim, esse modelo teórico analisa por que esse efeito é forte no Brasil. Considere um cenário onde o *replacement rate* é maior ou igual a um para uma parcela considerável dos trabalhadores e existe elevada informalidade. Nessas circunstâncias, a demissão do emprego formal não necessariamente diminui a renda durante o desemprego. Isso torna ainda mais atrativo um período de demissão, desde que o novo emprego seja tão bom quanto o anterior e obtido em um futuro próximo.

Com a finalidade de estimar o nível do risco moral *ex-ante* e analisar a inferência do efeito das descontinuidades nas densidades sobre a probabilidade de demissão, o estudo desenvolve um modelo de sobrevivência não paramétrico Kaplan-Meier. Por meio desse modelo, estima-se a probabilidade de ser demitido em relação ao *job tenure*. Em volta dos *cutoffs*, estima-se as mudanças de inclinação na probabilidade de ser demitido, por meio de RKD. Após a elegibilidade ao seguro-desemprego, a probabilidade de demissão aumentou 0,755 p.p. mensais, quando seu nível médio era de 4%. Ou seja, um aumento mensal de 19% na probabilidade de demissão. Após os aumentos de duração potencial do seguro-desemprego de

um mês nos *cutoffs* de 12 e 24 meses de *job tenure*, houve aumentos mais modestos de probabilidade de demissão. Estima-se que a probabilidade aumentou 0,2 p.p. e 0,104 p.p., nesses *cutoffs*. Considerando que seus níveis médios eram de 17,8% e 48,4%, então, as probabilidades de demissão aumentaram 1,1% e 0,21%, respectivamente.

Posteriormente, analiso o grupo de trabalhadores que perdeu a elegibilidade ao seguro-desemprego aos 6 meses de trabalho, após a alteração da legislação em 2015. Até 2014, esses trabalhadores aumentavam a probabilidade de demissão em 1,28 p.p. após o *cutoff* de 6 meses de *job tenure*. Como o nível médio de probabilidade era de 6,8%, então havia aumento na probabilidade de demissão em 19% ao mês. Após março de 2015, com a perda da elegibilidade, essa probabilidade aumentava somente 0,19 p.p. Como a probabilidade média era de 5%, esse aumento de inclinação mensal representou um incremento de 3,8%. Portanto, após a retirada da elegibilidade, a taxa de crescimento da probabilidade de demissão diminuiu 80%. Enquanto o grupo que não teve regra alterada sofreu uma alteração pequena do risco-moral *ex-ante*, passando de 41% para 35% de aumento mensal na probabilidade de demissão.

Verifica-se também que o risco moral *ex-ante* no *cutoff* de 24 meses sofreu forte redução após março de 2015. Todavia, não houve alteração nas regras de aumento de duração potencial do seguro-desemprego nesse *cutoff* em ambos os grupos.

Acredito que a explicação para essa redução no risco moral *ex-ante* se deve aos ciclos de negócios. Até 2014, o Brasil vivenciava uma forte expansão econômica. A partir de metade de 2014 até 2016, o país entrou em um período de crise. Então, esse resultado possivelmente mostra que o risco moral diminuiu no período de crise.

Por fim, para estimar o efeito do aumento do risco-moral isento da interação dos ciclos de negócios, este estudo desenvolve um modelo de Diferenças em Diferenças (DD) sobre as estimativas do aumento de probabilidade estimados por RKD. O método DD utiliza as estimativas iniciais de RKD no *cutoff* de 6 meses de *job tenure*, a nível municipal, por ano, separando o grupo de trabalhadores que perderam a elegibilidade após a alteração da lei como grupo de controle e os que permaneceram com elegibilidade como grupo de tratamento. O método DD estima que o risco moral *ex-ante* do seguro-desemprego aumenta a probabilidade de demissão em 2,6 p.p.. Como a probabilidade de demissão com 6 meses de trabalho era de 4%, o risco moral gera um aumento na probabilidade de demissão em 65%.

## CAPÍTULO 3 – EXPLICANDO O GASTO COM SEGURO-DESEMPREGO NO BRASIL: FATORES DETERMINANTES E ANÁLISE DE SENSIBILIDADE

### 1. INTRODUÇÃO

O gasto com seguro-desemprego é um paradoxo para a economia brasileira. Conforme Meyer (2002), o benefício tem como um dos seus propósitos servir como “estabilizador automático” em períodos de crise. Com a transferência de renda para os desempregados, em períodos de recessão, espera-se que o aumento no desemprego não seja totalmente repassado para a demanda agregada. Assim, seria esperado que os gastos com seguro-desemprego fossem contracíclicos. Todavia, no Brasil, o Gráfico 3 da Introdução mostra que quando a tendência da taxa de desocupação aumenta, a tendência da quantidade de beneficiários do seguro-desemprego diminui. Ao passo que quando há redução na tendência do desemprego, há aumento expressivo na tendência da quantidade de segurados. O que explicaria este aparente paradoxo?

As principais explicações da literatura sobre esse comportamento da quantidade de segurados são a elevada rotatividade do mercado de trabalho brasileiro (PINTO; GONZAGA, 2014) e o aumento da formalização (MENEZES FILHO; CABANAS; KOMATSU, 2014). Juntando com o expressivo aumento do salário mínimo desde início dos anos 2000, temos os três principais fatores explicativos para o aumento de gastos com seguro-desemprego. Mas quanto cada fator contribuiu para o aumento de gastos? Existem outros motivos que explicam esse fenômeno? Qual foi o fator explicativo mais importante? As estimativas mudam em diferentes ciclos de negócios? Existe algum fator que está sob o controle do governo para reduzir os gastos?

Visando responder a essas perguntas, este estudo desenvolve um modelo explicativo do gasto com seguro-desemprego. Ao invés de utilizar um modelo de regressão *ad hoc*, criou-se um modelo explicativo por meio de decomposição matemática, semelhante à metodologia de Barros et al. (2006) para a decomposição da renda per capita. As estatísticas do mercado de



trabalho são as variáveis explicativas, tais como taxa de rotatividade<sup>27</sup>, *job-destruction*<sup>28</sup>, taxa de formalização<sup>29</sup>, taxa de ocupação<sup>30</sup> e salário mínimo. O valor predito pelo modelo e o realizado de gastos são muito próximos, com resultados de R<sup>2</sup> de 0,99. Com base nesse modelo, é possível estimar o percentual de contribuição de cada fator explicativo no aumento dos gastos do seguro-desemprego nos períodos de expansão econômica (entre 2006 e 2014) e de recessão (entre 2014 e 2016).

A base de dados utilizada relaciona estatísticas da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC). As estatísticas foram calculadas em periodicidade anual para 62 divisões regionais do Brasil, durante o período de 2006 e 2017. Porém, como o propósito deste estudo foi explicar o nível de gastos nos períodos de expansão e recessão, utiliza-se o ano de 2017 apenas para estimar os parâmetros do modelo. A unidade de análise corresponde a uma divisão regional que pode ser: (i) Capital do Estado; (ii) Região Metropolitana e não Capital; (iii) Não Região Metropolitana e não Capital, conforme a divisão regional da PNAD.

Ao analisar o modelo estimado sobre essa base de dados, este estudo encontra que o salário mínimo foi maior responsável pelo aumento dos gastos na fase de expansão econômica, contribuindo com 71% do aumento de gastos. O segundo maior responsável foi a formalização, explicando 14% do aumento de gastos. A rotatividade explicou somente 4% desse aumento. Por sua vez, na crise, o que mais explicou a redução dos gastos foi a rotatividade, responsável por 104% da diminuição. Outro fator importante na explicação da redução dos gastos foi paradoxalmente, a taxa de ocupação da economia, contribuindo com 79% do decréscimo. Isso ocorre porque diminuiu-se a quantidade de pessoas que podem ser elegíveis ao benefício; sugere-se que as regras de seguro-desemprego são diretamente dependentes dos ciclos de

---


$$RT = \frac{\sum_j \min(Admissões_j, Demissões_j)}{\text{Quantidade de empregados formais}} \quad (1)$$

, onde  $j$  representa a firma.

$$JD = \frac{\sum_j (Demissões_j - Admissões_j) \cdot 1_{(Demissões_j > Admissões_j)}}{\text{Quantidade de empregados formais}} \quad (2)$$

, onde  $j$  representa a firma.

$$TFO = \frac{\text{Quantidade de trabalhadores formais}}{\text{Quantidade de pessoas ocupadas}} \quad (3)$$

$$TCO = \frac{\text{Quantidade de pessoas ocupadas}}{\text{População Economicamente Ativa}} \quad (4)$$

negócios. A soma das contribuições ultrapassa os 100%<sup>31</sup> porque existem fatores que agiram de modo contrário e geraram um efeito aumentativo nos gastos nesse período, tais como o salário mínimo (30% do aumento), a taxa de destruição do trabalho (46% do aumento) e a taxa de formalização do trabalho (26% do aumento).

Por fim, o estudo desenvolve uma análise de sensibilidade para avaliar quanto de variações de 1% de rotatividade, salário mínimo, taxa de ocupação e taxa de formalização podem contribuir para a redução dos gastos com seguro-desemprego. Verifica-se uma forte participação do salário mínimo e da taxa de ocupação.

Na literatura existem artigos que relacionam o seguro-desemprego com ciclos de negócios, tais como Schmieder, Von Wachter e Bender (2012) e Farber, Rothstein e Valletta (2015). Porém, esses estudos analisam como o risco moral gerado pelo seguro-desemprego (aumento na duração do desemprego) se comporta em períodos de recessão e de expansão. Não existe trabalho na literatura econômica um estudo que explique o gasto nessas fases da economia. A contribuição desse trabalho vai além: este estudo desenvolve um modelo explicativo de gastos do seguro-desemprego completamente novo, embasado matematicamente e com elevada aderência aos gastos realizados.

## 2. MODELO TEÓRICO DO GASTO COM SEGURO-DESEMPREGO

Este estudo cria a metodologia de decomposição matemática do gasto com seguro-desemprego. As provas matemáticas são apresentadas nesta seção. Uma metodologia semelhante para a decomposição da renda per capita das famílias foi elaborada por Barros et al. (2006).

Para representar matematicamente o gasto com seguro-desemprego, é natural pensar em um fator *quantum* e um fator *value*, por meio da multiplicação entre a quantidade de benefícios pagos e seu valor médio (*BM*).

$$Gasto_{SD} = Benefícios \times BM \quad (5)$$

O fator *quantum* representa a quantidade de parcelas pagas aos beneficiários do seguro-desemprego para uma determinada região. Para receber o benefício, o trabalhador

---

<sup>31</sup> A soma das contribuições dos fatores explicativos com a parte não explicada do modelo é de 100%. A parte não explicada reflete as associações das variáveis explicativas, conforme a seção de metodologia deste estudo.

desempregado tem que: (i) ser elegível, ou seja, ter um tempo mínimo de emprego em um trabalho formal e ser demitido sem justa causa; (ii) pedir o benefício ao governo; e (iii) não se empregar novamente enquanto recebe os benefícios. Considere o fator não observável  $k$  reunindo todas essas condicionalidades. A quantidade de benefícios pode ser representada por uma função que relaciona o fator  $k$  e o número de demissões formais. Para fins de simplificação, considere essa função como uma multiplicação.

$$Benefícios = f(k, Demissões_{formal}) = k \times Demissões_{formal} \quad (6)$$

A quantidade de demissões de vínculos formais pode ser decomposta por uma identidade matemática em estatísticas do mercado de trabalho, que incluem a população economicamente ativa ( $PEA$ ), a taxa de ocupação ( $TOC$ ), a taxa de formalização ( $TFO$ ) e a taxa de demissões formais.

$$Demissões_{formal} = PEA \times \frac{\overbrace{Ocupados}^{taxa\ de\ ocupação}}{PEA} \times \frac{\overbrace{Formais}^{taxa\ de\ formalização}}{Ocupados} \times \frac{\overbrace{Demissões_{formal}}^{taxa\ de\ demissões\ formais}}{Formais} \quad (7)$$

Por sua vez, a taxa de demissões formais pode ser decomposta por outra identidade matemática de duas estatísticas do mercado de trabalho: taxa de rotatividade ( $RT$ ) e taxa de destruição do trabalho ( $JD$ ). Estas estatísticas relacionam a quantidade de Admissões ( $A$ ) e Demissões ( $D$ ) da firma  $j$  em uma determinada região.

$$\frac{Demissões_{formal}}{Formais} = \frac{\overbrace{\sum_j \min\{A_j, D_j\}}^{RT}}{Formais} + \frac{\overbrace{\sum_j (D_j - A_j) \cdot 1_{(D_j > A_j)}}^{JD}}{Formais} \quad (8)$$

Resumindo, fator *quantum* pode ser representado por uma função que relaciona o fator  $k$  com as diversas estatísticas do mercado de trabalho.

$$\begin{aligned} Benefícios &= f(k, PEA, TOC, TFO, RT, JD) \\ &= k \times PEA \times TOC \times TFO \times (RT + JD) \end{aligned} \quad (9)$$

Paralelamente, o fator *value* representa o valor de benefício médio de seguro-desemprego para uma determinada região. Como o salário mínimo tem apresentado um aumento contemporâneo ao aumento dos gastos no período e como ele representa o valor mínimo do benefício do seguro-desemprego, este estudo assume que o benefício médio de seguro-desemprego é uma função do salário mínimo.

$$BM = g(SM) \quad (10)$$

O gasto com seguro-desemprego pode ser decomposto utilizando as equações (9) e (10) dentro da equação (5).

$$\begin{aligned} Gasto_{SD} &= Benefícios \times BM \\ &= k \times PEA \times TOC \times TFO \times (RT + JD) \times g(SM) \end{aligned} \quad (11)$$

Como praticamente todas as variáveis estão multiplicando e a função  $g(\cdot)$  é desconhecida, realizo a transformação logarítmica da equação e represento a soma das taxas de rotatividade e destruição do trabalho como função  $h(\cdot)$ .

$$\begin{aligned} \ln(Gasto_{SD}) &= \ln(k) + \ln(PEA) + \ln(TOC) + \ln(TFO) + h(RT, JD) \\ &\quad + g(SM) \end{aligned} \quad (12)$$

A identidade matemática não é obtida, em decorrência das subfunções  $h(\cdot)$  e  $g(\cdot)$ , do fator não observável  $k$  e das diferenças entre as diversas bases de dados envolvidas no cálculo dessas estatísticas. Entretanto, espera-se que uma função que relacione essas variáveis e utilize essas transformações consiga estimar resultados semelhantes ao gasto realizado do seguro-desemprego.

### 3 METODOLOGIA

A metodologia de explicação da variação do gasto por fatores determinantes é muito próxima da desenvolvida por Barros et al. (2006) para explicar a variação do Coeficiente de Gini. Aplicando essa metodologia para o gasto com seguro-desemprego, considere uma função conjunta de duas variáveis aleatórias  $(w, z)$ , que represente a variação do gasto com seguro-desemprego. Considere que essa função conjunta é igual a uma função das variações das distribuições marginais de cada variável e da associação<sup>32</sup> entre elas. Desse modo:

$$F_{w,z} = \Phi(F_w, F_z, A_{w \rightarrow z}) \quad (13)$$

Ampliando essa metodologia para a representação do gasto com seguro-desemprego da equação (12), inclua todas as variáveis do modelo teórico e uma associação entre elas:

$$\Delta Gasto_{SD} = \Phi(F_{PEA}, F_{TOC}, F_{TFO}, F_{RT}, F_{JD}, F_{SM}, F_{LEI}, A_{SD}) \quad (14)$$

---

<sup>32</sup>Seja  $f(w, z) = wz$ . Então,  $F_{k,z} = \Delta f(w, z) = \Delta wz + w\Delta z + \Delta w\Delta z = \Phi(F_w, F_z, A_{w \leftrightarrow z})$ , onde  $A_{w \leftrightarrow z}$  é a associação entre as variações das variáveis aleatórias  $w$  e  $z$ .

Para representar a variação marginal de uma das variáveis no período  $t$ , mantenha as demais variáveis como valores médios entre  $t_0$  e  $t_1$ , e calcule o valor da diferença dos valores preditos de gasto, utilizando somente o valor real dessa variável em  $t_0$  e  $t_1$ . Como exemplo, observe o procedimento para estimar a contribuição da PEA no gasto com seguro-desemprego entre 2006 e 2016, utilizando o modelo da equação (18).

Primeiro, estime o valor predito do gasto se todas as variáveis estivessem com valores médios entre 2006 e 2016, para cada  $i$ , com exceção da PEA, que terá o valor de 2006.

$$\ln(GastoSD_{i,2006}^{PEA}) = \beta_1 \ln(PEA_{i2006}) + \beta_2 \ln(\overline{TOC}_i) + \beta_3 \ln(\overline{TFO}_i) + \beta_4 \overline{RT}_i + \beta_5 \overline{JD}_i + \beta_6 \ln(\overline{SM}) + \beta_7 \overline{Alteração\_LEI} + \bar{k}_i \quad (15)$$

Segundo, estime o valor predito do gasto utilizando a PEA com valores de 2016.

$$\ln(GastoSD_{i,2016}^{PEA}) = \beta_1 \ln(PEA_{i2016}) + \beta_2 \ln(\overline{TOC}_i) + \beta_3 \ln(\overline{TFO}_i) + \beta_4 \overline{RT}_i + \beta_5 \overline{JD}_i + \beta_6 \ln(\overline{SM}) + \beta_7 \overline{Alteração\_LEI} + \bar{k}_i \quad (16)$$

Por fim, estime a contribuição da PEA na variação do gasto com seguro-desemprego. Para isso, calcule a razão da subtração dos valores preditos, sem a transformação logarítmica, pela variação do gasto no período.

$$\Delta PEA_{SD} = \frac{\sum_i GastoSD_{i,2016}^{PEA} - GastoSD_{i,2006}^{PEA}}{\sum_i GastoSD_{i2016} - GastoSD_{i2006}} \quad (17)$$

#### 4. BASES DE DADOS E MODELO DE REGRESSÃO

A base de dados possui informações anuais de 62 divisões regionais do Brasil, durante o período de 2006 e 2017. Porém, como o propósito deste estudo foi explicar o nível de gastos nos períodos de expansão e recessão, utiliza-se o ano de 2017 apenas para estimar os parâmetros do modelo. A unidade de análise tem abertura por Estado, Região Metropolitana e Capital do estado, ou seja, cada “ $i$ ” da equação (18) se refere a uma região que pode ser: (i) Capital do Estado; (ii) Região Metropolitana e não Capital; (iii) Não Região Metropolitana e não Capital.

Ao todo, são nove Regiões Metropolitanas (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre) que possuem abertura na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD.

As estatísticas de mercado de trabalho de *PEA*, *TOC*, *TFO* e *Salário\_médio*, entre 2006 e 2015, com exceção de 2010, foram calculadas por meio da PNAD, uma base de dados com periodicidade anual divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, órgão de estatísticas oficial do governo, principal provedor de dados e informações do país e reconhecido internacionalmente. A partir 2016, a fonte dessas estatísticas passa a ser a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua – PNADC, a pesquisa divulgada pelo IBGE e sucessora da PNAD a partir desse ano. Em 2010, a fonte é o Censo estatístico realizado pelo IBGE. Todas as estatísticas foram calculadas de microdados a nível das pessoas e depois consolidadas em médias das 62 unidades regionais utilizadas.

As demais estatísticas de mercado de trabalho, *RT* e *JD*, foram calculadas inicialmente para cada empresa, por meio dos microdados identificados da Relação Anual de Informações Sociais – Rais – do extinto Ministério do Trabalho. O gasto com seguro-desemprego foi obtido da base de dados administrativa do extinto Ministério do Trabalho. Por fim, deflacionou-se todas as variáveis monetárias a preços de 2016. A Tabela 3.1, apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas da base de dados

<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
Gasto SD (R\$ milhões)	510	808	109	6060
PEA (milhões de pessoas)	1,64	2,08	0,05	12,7
TOC	0,91	0,04	0,71	0,98
TFO	0,58	0,16	0,15	0,87
RT	0,30	0,14	0,00	1,13
JD	0,08	0,04	0,00	0,35
SM (R\$)	807	88	658	937
Salário médio (R\$)	1.852	793	464	4.508

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD, PNADC, Censo 2010 (IBGE) e MTE. PEA: População Economicamente Ativa. TOC: Taxa de ocupação. TFO: Taxa de formalização. RT: Taxa de rotatividade. JD: Taxa de destruição do trabalho ou *job destruction*. SM: Salário mínimo. SD Máximo: Benefício máximo do seguro-desemprego.

O modelo de regressão utilizado relaciona as variáveis da equação (12) em uma abordagem de efeitos fixos sem constante, onde o fator  $k$  pode ser representado pelas características individuais de cada região constantes no tempo. Adicionalmente, a variável de mudança regra do seguro-desemprego foi incluída no modelo. Essa variável foi necessária em virtude da reforma nas regras do seguro-desemprego ocorridas no final de 2014 com vigência a partir de

março de 2015<sup>33</sup>. Essas mudanças de regra aumentaram o tempo mínimo de trabalho para a elegibilidade ao seguro-desemprego para os trabalhadores que pediram o benefício pela 1ª e 2ª vez e provavelmente geraram uma redução de gastos a partir de 2015. Essa *dummy* captura esse efeito e estima o impacto nos gastos com seguro-desemprego gerado pela alteração das regras.

$$\ln(GastoSD_{it}) = \beta_1 \ln(PEA_{it}) + \beta_2 \ln(TOC_{it}) + \beta_3 \ln(TFO_{it}) + \beta_4 RT_{it} + \beta_5 JD_{it} + \beta_6 \ln(SM_t) + \beta_7 Alteração\_LEI + k_i + u_{it} \quad (18)$$

A Tabela 3.2 descreve todas as variáveis explicativas utilizadas pelo estudo, bem como descreve a origem dos dados.

---

<sup>33</sup> MP nº 665/2014 e Lei nº 13.134/2015.

Tabela 3.2 – Descrição das variáveis explicativas

Variáveis	Descrição	Fonte
In.PEA (pessoas)	Transformação logarítmica da População Economicamente Ativa.	Entre 2006-2009, e entre 2011-2015: PNAD. Em 2010: Censo. Em 2016 e 2017: PNADC
In.Tx Ocupação	Transformação logarítmica da taxa de ocupação (razão entre pessoas ocupadas e População Economicamente Ativa)	Entre 2006-2009, e entre 2011-2015: PNAD. Em 2010: Censo. Em 2016 e 2017: PNADC
In.Tx Formalização	Transformação logarítmica da taxa de formalização (razão entre pessoas empregadas em ocupações formais e pessoas ocupadas). Consideram-se ocupações formais: vínculos com carteira de trabalho, servidor público, militares, empregadores e conta-própria com CNPJ e qualquer profissional com contribuição à previdência social.	Entre 2006-2009, e entre 2011-2015: PNAD. Em 2010: Censo. Em 2016 e 2017: PNADC
Rotatividade	Taxa de rotatividade calculada inicialmente por empresa e recalculada como média para a região do estudo.	RAIS
Job Destruction	Taxa de destruição calculada inicialmente por empresa e recalculada como média para a região do estudo.	RAIS
In.Salário Mínimo	Transformação logarítmica do salário mínimo anual em termos reais, a preços de 2016.	Entre 2006-2009, e entre 2011-2015: PNAD. Em 2010: Censo. Em 2016 e 2017: PNADC
SD Máximo/SM	Razão entre o benefício máximo do seguro-desemprego e o salário mínimo.	Elaboração própria com base nas portarias do extinto Ministério do Trabalho.
In.Salário médio	Transformação logarítmica do salário médio do mercado trabalho da região do estudo.	Entre 2006-2009, e entre 2011-2015: PNAD. Em 2010: Censo. Em 2016 e 2017: PNADC
In.Salário médio (Defasado 1A)	Transformação logarítmica do salário médio do mercado trabalho da região do estudo. Defasado em 1 ano.	Entre 2005-2009, e entre 2011-2015: PNAD. Em 2010: Censo. Em 2016: PNADC
Tendência In.PIB (HP)	Tendência da transformação logarítmica do PIB, estimada pelo filtro Hodrick–Prescott.	PIB municipal do IBGE, agregado por abertura regional do estudo.
In.Famílias PBF	Transformação logarítmica da quantidade média anual de famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família.	Famílias beneficiárias por município ao mês: Ministério da Cidadania. Posteriormente, as famílias foram agregadas pela abertura regional do estudo.
In. Gasto SD (Defasado 1A)	Transformação logarítmica do Gasto com seguro-desemprego.	Extinto Ministério do Trabalho.
Alteração Lei SD	<i>Dummy</i> indicando 1 para os anos de 2015, 2016 e 2017 e 0 para os anos entre 2006 e 2014.	Elaboração própria.
<i>Dummy</i> de Ano	<i>Dummy</i> indicando 1 para cada ano e zero para os demais.	Elaboração própria.

Fonte: Elaboração própria.



A escolha do modelo de regressão ocorre de acordo com o poder explicativo dos gastos preditos em relação ao gasto realizado. A escolha entre modelos boas medidas de ajustes será de acordo com a significância das variáveis explicativas. Para avaliar o ajuste de cada modelo de regressão, este estudo utiliza uma nova medida de  $R^2$ , chamada na tabela por  $R^2_{exp}$ . Essa nova medida foi necessária porque a tradicional medida de  $R^2$  utiliza valores preditos com transformação logarítmica. Nesse cenário, obtivemos modelos com  $R^2$  maior que 0,9, mas com erros elevados de estimativa do gasto em termos de R\$. Para evitar esse problema na avaliação de ajuste do modelo, este estudo recalculou a estatística  $R^2$ , considerando as medidas em unidades R\$, seguinte forma<sup>34</sup>.

$$R^2_{exp} = \frac{SQE}{SQE + SQR} \quad (19)$$

Os modelos de regressão apresentados nas Tabelas 3.3 e 3.4 se basearam na equação (18), com alterações quanto à inclusão de constante, *dummies* de ano, efeitos fixos (variáveis  $k_i$ ), variável dependente defasada, variável de renda média defasada, inclusão da regra de valor máximo de benefício do seguro-desemprego, *dummy* de alteração da regra do seguro-desemprego em 2015 e 2016, e demais variáveis que teoricamente podem ser relacionadas com o gasto do seguro-desemprego, como famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família e tendência do PIB estimado pelo filtro Hodrick–Prescott.

Como metodologia de estimação, utiliza-se as regressões em painel empilhados (POLS), Efeitos Aleatórios (RE), Efeitos Fixos (FE), Máxima-Verossimilhança (ML) e Método dos Momentos Generalizado (GMM). O modelo ML foi estimado sobre variáveis previamente modificadas com transformações *within* (variável menos a média no tempo). Os modelos GMM analisam painéis dinâmicos, que utilizam a variável dependente defasada e a renda média defasada como variáveis explicativas. A configuração dos instrumentos dos modelos GMM são descritos ao final da Tabela 3.4.

---

<sup>34</sup> Como a variável dependente da regressão tem transformação logarítmica, após transformar o valor predito em R\$, a média do erro deixa de ser zero. Com isso,  $SQR + SQE \neq SQT$ . Assim, opto por incluir no denominador a soma  $SQE + SQR$ , ao invés de  $SQT$ , para garantir valores de  $R^2_{exp}$  entre 0 e 1.

Tabela 3.3 – Estimativas de modelos de gastos de seguro-desemprego

Variáveis	POLS (1)	RE (2)	FE (3)	FE (4)	FE (5)	FE-ML (6)
ln.PEA (pessoas)	1,05*** (0,0075)	1,02*** (0,02)	0,49*** (0,064)	0,27*** (0,061)	0,48*** (0,05)	0,49*** (0,061)
ln.Tx Ocupação	-0,59* (0,23)	0,79*** (0,22)	1,36*** (0,2)	0,58** (0,21)	1,37*** (0,19)	1,36*** (0,19)
ln.Tx Formalização	1,52*** (0,058)	0,99*** (0,07)	0,54*** (0,072)	0,36*** (0,068)	0,54*** (0,071)	0,54*** (0,069)
Rotatividade	1,13*** (0,098)	0,73*** (0,083)	0,45*** (0,078)	0,24** (0,074)	0,45*** (0,078)	0,45*** (0,074)
<i>Job Destruction</i>	3,44*** (0,34)	2,38*** (0,26)	1,87*** (0,24)	1,62*** (0,23)	1,86*** (0,23)	1,87*** (0,23)
ln.Salário Mínimo	0,81*** (0,12)	1,02*** (0,087)	1,77*** (0,098)	0,16 (0,49)	1,76*** (0,093)	1,77*** (0,093)
SD Máximo/SM	1,04*** (0,28)	0,58** (0,19)	0,49** (0,18)	-4,10** (1,44)	0,46*** (0,13)	0,49** (0,17)
ln.Salário médio	-0,097* (0,044)	0,15** (0,052)	-0,008 (0,053)	0,081 (0,048)	-0,01 (0,052)	-0,008 (0,051)
Constante	x	x	x	x		
Dummy de Ano				x		
Efeitos Fixos			x	x	x	x
N	744	744	744	744	744	744
$R^2$	0,98		0,85	0,89	1,00	
$R_{exp}^2$	0,96779	0,96607	0,08148	0,02200	0,98841	0,98840

Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são erros-padrão. Legenda: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001.

O modelo 1 utiliza uma regressão de dados empilhados POLS. Como ajustamento, teve  $R^2$  de 0,98 e  $R_{exp}^2$  de 0,97. Entre os sinais dos coeficientes, apenas o parâmetro da variável taxa de ocupação teve um sinal diferente do esperado.

Com o avanço dos modelos, a Tabela 3.3 introduz as metodologias de painel, como RE e FE. O teste de Hausman entre os modelos (2) e (3) rejeitou a hipótese nula com p-valor = 0. Este resultado indica que a importância de que o modelo de regressão controle os efeitos fixos constantes no tempo. Todavia, ao comparar as estatísticas  $R_{exp}^2$ , o modelo RE possui um ajustamento de 0,97 muito superior ao ajustamento de 0,08 do modelo FE.

Ao incluir as *dummies* de ano, os coeficientes estimados de salário mínimo e da variável “SD Máximo/SM” passaram a ter valores negativos. Esse resultado é contra intuitivo e sinaliza a existência da multicolinearidade esperada entre estas variáveis e as *dummies* de ano<sup>35</sup>. A medida de ajuste  $R_{exp}^2$  também não melhorou.

O modelo 5 utilizou uma regressão POLS com *dummies* de cada região e sem constante e *dummies* de ano. Na prática, esse modelo é um FE sem a constante. Percebe-se que a medida

<sup>35</sup> As medidas de VIF no modelo 3 das variáveis ln(salário mínimo) e “SD Máximo/SM” eram 6,75 e 4,32; no modelo 4 essas medidas passaram para 225,34 e 383,98.

de ajuste  $R_{exp}^2$  melhorou significativamente, apresentando o valor de 0,99. Ao comparar o modelo 5 com o modelo 3, pode-se concluir que a causa da falta de ajuste dos modelos de FE é proveniente da inclusão da constante. No modelo 5, todos os coeficientes foram estimados com sinais esperados. Todas as estimativas foram significantes a nível de 1%, com exceção do salário médio, que nem sequer obteve a significância de 10%.

Seguindo o grau de evolução dos modelos, o de número 6 utiliza uma abordagem de FE com método de estimação de Máxima-Verossimilhança. Com as variáveis previamente subtraídas da média de cada região no tempo, o método de ML estima os parâmetros sem a constante do modelo. As estimativas foram idênticas ao modelo 3, mas como não existe constante, o grau de ajustamento da estatística  $R_{exp}^2$  melhorou expressivamente, praticamente igual ao modelo 5.

Tabela 3.4 – Estimativas de modelos de gastos de seguro-desemprego

Variáveis	FE (7)	FE (8)	FE (9)	GMM (10)	GMM (11)
In.PEA (pessoas)	0,6*** (0,04)	0,52*** (0,041)	0,29*** (0,043)	0,38*** (0,051)	0,3*** (0,047)
In.Tx Ocupação	1,54*** (0,19)	0,98*** (0,21)	0,64** (0,22)	-0,032 (0,25)	-0,15 (0,27)
In.Tx Formalização	0,51*** (0,063)	0,52*** (0,062)	0,23*** (0,065)	0,44*** (0,065)	0,32*** (0,062)
Rotatividade	0,56*** (0,072)	0,37*** (0,078)	0,14 (0,078)	0,4*** (0,12)	0,1 (0,13)
<i>Job Destruction</i>	1,57*** (0,22)	2,07*** (0,23)	1,53*** (0,23)	0,56 (0,34)	1,23* (0,53)
In.Salário Mínimo	1,64*** (0,075)	1,80*** (0,078)	0,88*** (0,17)	-0,1 (0,091)	0,039 (0,1)
In.Salário médio (Defasado 1A)				0,057 (0,053)	0,11 (0,067)
Tendência In.PIB (HP)			0,42*** (0,062)		
In.Famílias PBF			0,19*** (0,035)		0,014 (0,03)
In. Gasto SD (Defasado 1A)				0,64*** (0,05)	0,7*** (0,039)
Alteração Regra SD		-0,094*** (0,016)	-0,16*** (0,022)		-0,15*** (0,017)
Constante					x
Dummy de Ano					
p-valor AR (2)				0,447	0,902
p-valor Hansen				0,421	0,467
N	744	744	682	620	620
R <sup>2</sup>	0,99997	0,99997	0,99997		
R <sup>2</sup> <sub>exp</sub>	0,98713	0,98833	0,98924	0,98619	0,98920

Fonte: Elaboração própria.

Obs: (1) Os valores entre parênteses são erros-padrão. (2) Modelos GMM instrumentalizam as variáveis defasadas do gasto e do salário médio. (3) Modelos GMM utilizam como instrumentos em diferença todas as variáveis explicativas exógenas, com exceção da *dummy* de alteração da lei do seguro-desemprego. (4) Modelos GMM utilizam como variáveis em nível as *dummies* de ano, *dummy* de alteração da lei do seguro-desemprego e as variáveis defasadas do gasto e do salário médio com 1 e 2 defasagens adicionais. (5) O modelo 10 utiliza adicionalmente os instrumentos da tendência do PIB e a transformação logarítmica das famílias do PBF. (6) O modelo 11 utiliza adicionalmente os instrumentos em t e com uma defasagem da tendência do PIB e da transformação logarítmica das famílias do PBF Legenda: \* p<0,5; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001.

Todos os modelos da Tabela 3.4 utilizam o modelo 5 como referência. O modelo 7 exclui as variáveis “SD Máximo/SM” e o salário médio. Nesse modelo, somente o salário mínimo explica o benefício médio do seguro-desemprego, conforme a hipótese apresentada na equação (10).

Todas as estimativas estão dentro do esperado e a medida de  $R_{exp}^2$  apresentou uma pequena queda.

O modelo 8 acrescenta ao modelo 7 uma *dummy* que indica os anos após a alteração da regra do seguro-desemprego, por meio da MP 665/2014 e Lei 13.134/2015. Todas as estimativas são significativas e dentro do esperado. Este modelo foi o utilizado no restante do artigo em função do seu elevado ajuste de  $R_{exp}^2$  e em função da significância das estimativas.

O modelo 9 adiciona as variáveis de tendência do PIB e quantidade de famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família (PBF). Nesse modelo, o coeficiente de rotatividade deixa de ser significativo e do coeficiente da taxa de formalização teve a significância reduzida. Isso ocorre possivelmente porque existe multicolinearidade<sup>36</sup> entre a tendência do PIB e as variáveis fortemente dependentes dos ciclos da economia como a rotatividade e a taxa de ocupação.

Os modelos 10 e 11 incluem a variável dependente defasada e o salário médio defasado como variáveis explicativas. Eles estimam modelos de regressão dinâmicos e utilizam o método GMM. Todavia, com a inclusão do gasto com seguro-desemprego defasado, as principais variáveis do modelo de gastos (salário mínimo e taxa de ocupação) perdem seu poder explicativo e perdem a significância. Todas as suas configurações de instrumentos estão descritas nas observações da Tabela 3.4.

## **5 EXPLICAÇÃO DOS GASTOS COM SEGURO-DESEMPREGO NA RECESSÃO E NA EXPANSÃO ECONÔMICA**

Quanto cada um desses fatores contribuiu para o aumento do gasto no período entre 2006 e 2016, que era de R\$ 10,4 bilhões e passou para R\$ 35,6 bilhões? Existe diferença da contribuição de cada fator quando a economia está em expansão e quando ela está em crise? Essa seção busca responder a essas perguntas e estimar quanto cada fator explicativo contribuiu para a variação do gasto. Inicialmente, a Tabela 3.5 apresenta estimativas de como cada fator explica a variação do gasto de 2006 a 2016.

---

<sup>36</sup> A medida do VIF da tendência do PIB é 423.

Tabela 3.5 – Contribuição de cada fator explicativo no aumento do gasto com seguro-desemprego entre 2006 e 2016

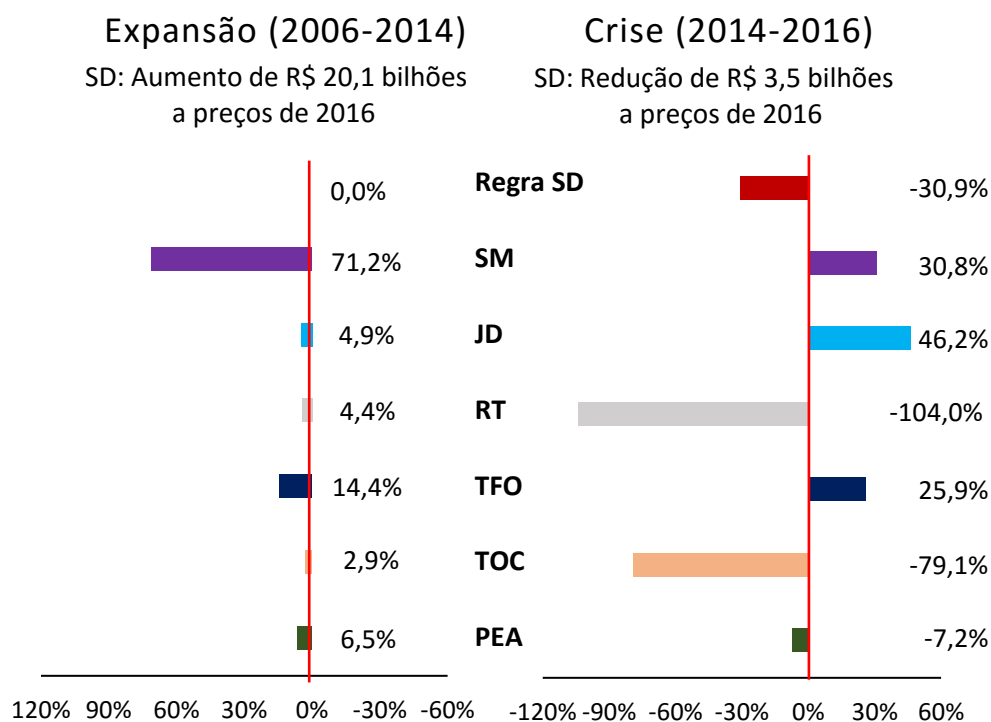
Variáveis	Contribuição (em R\$ bilhões)	Contribuição (em %)	Erro-Padrão	Intervalo de Confiança	
				Valor mínimo	Valor Máximo
PEA	1,78	7,1%	0,2%	6,8%	7,4%
TOC	-1,12	-4,4%	0,2%	-4,8%	-4,0%
TFO	4,83	19,2%	0,5%	18,4%	20,0%
RT	-0,29	-1,1%	0,1%	-1,4%	-0,9%
JD	2,70	10,7%	0,3%	10,2%	11,2%
Salário mínimo	23,34	92,8%	1,2%	90,8%	94,7%
Alteração de Lei SD	-3,87	-15,4%	0,6%	-16,5%	-14,3%
Associações	-2,22	-8,83%	-	-3,59%	-14,06%

Fonte: Elaboração própria.

OBS: A estimativa do erro-padrão utilizou a variância projetada para cada região *i*, considerando independência entre as regiões para cada variável.

Entre as variáveis que incentivaram o aumento da quantidade de segurados, destaque para o salário mínimo e para a taxa de formalização que explicaram 93% e 19% do aumento dos gastos. Surpreendentemente, a rotatividade teve um efeito pequeno e negativo na explicação do aumento dos gastos. Isso possivelmente ocorreu porque a taxa de rotatividade regrediu consideravelmente a partir de 2014, com o início da crise econômica. Resta saber se esse resultado é comparável no período de expansão econômica e de recessão, uma vez que o gasto a preços constantes cresceu na expansão da economia e decresceu na crise.

Figura 3.1 – Contribuição de cada fator explicativo no aumento do gasto com seguro-desemprego nos períodos de expansão econômica e de crise no Brasil



A Figura 3.1 mostra que o salário mínimo teve um efeito contínuo para o aumento dos gastos com seguro-desemprego, tanto na expansão econômica quanto na crise, contribuindo com mais de 71% do aumento de gastos no período de expansão e com 31% na crise. Esse efeito também ocorreu com a taxa de formalização, que explica 14% do aumento de gastos na expansão e 26% na crise.

A rotatividade contribuiu para o aumento dos gastos em 4% na expansão econômica e para a redução dos gastos em -92,4% na crise, sendo um forte componente pró-cíclico da despesa. A taxa de *job-destruction* teve um efeito parecido com a rotatividade na expansão econômica, todavia, na crise, contribuiu para um aumento de 46% dos gastos. Porque na crise há uma tendência maior de as demissões serem acompanhadas da extinção dos postos de trabalho, enquanto na expansão econômica há a tendência de as demissões serem acompanhadas por substituição de trabalhadores e aumento da rotatividade.

<sup>37</sup> Acredito que o resultado elevado da associação das variáveis na crise é influenciado por uma alteração na legislação do seguro-desemprego em 2015, que possivelmente influenciou a redução no nível de gastos.

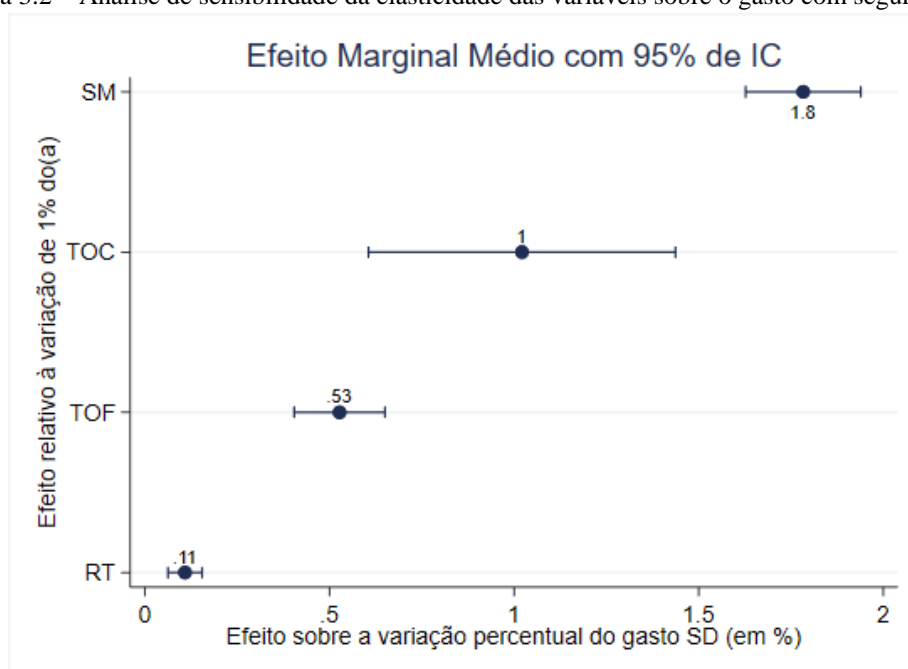
A taxa de ocupação na expansão econômica teve um efeito pequeno de 3% no aumento de gastos, mas na crise contribuiu fortemente para a redução dos gastos, com -79%. Por fim, cabe destacar o papel da alteração da lei realizada pela MP 665/2014 e pela Lei 13.134/2015. Como ela ocorreu com vigência a partir de 2015, ela não teve efeito na expansão. Na crise, ela contribuiu com 31% da redução dos gastos no período. Em termos de valores, essa alteração tem gerado uma economia de R\$ 3,7 bilhões ao ano.

## 6 ANÁLISE DE SENSIBILIDADE DOS GASTOS

Sabe-se qual foi o papel de cada variável na explicação do gasto no período passado. Mas qual o efeito esperado sobre os gastos no futuro? Quais variáveis são passíveis de serem alteradas via política pública? Todas essas perguntas serão analisadas nessa seção.

A Figura 3.2 apresenta o efeito marginal da alteração de 1% das taxas de ocupação, formalização e rotatividade e do salário mínimo sobre alteração percentual do gasto com seguro-desemprego. Essa estatística, conhecida como elasticidade, mede a sensibilidade que essas variáveis desempenham sobre os gastos.

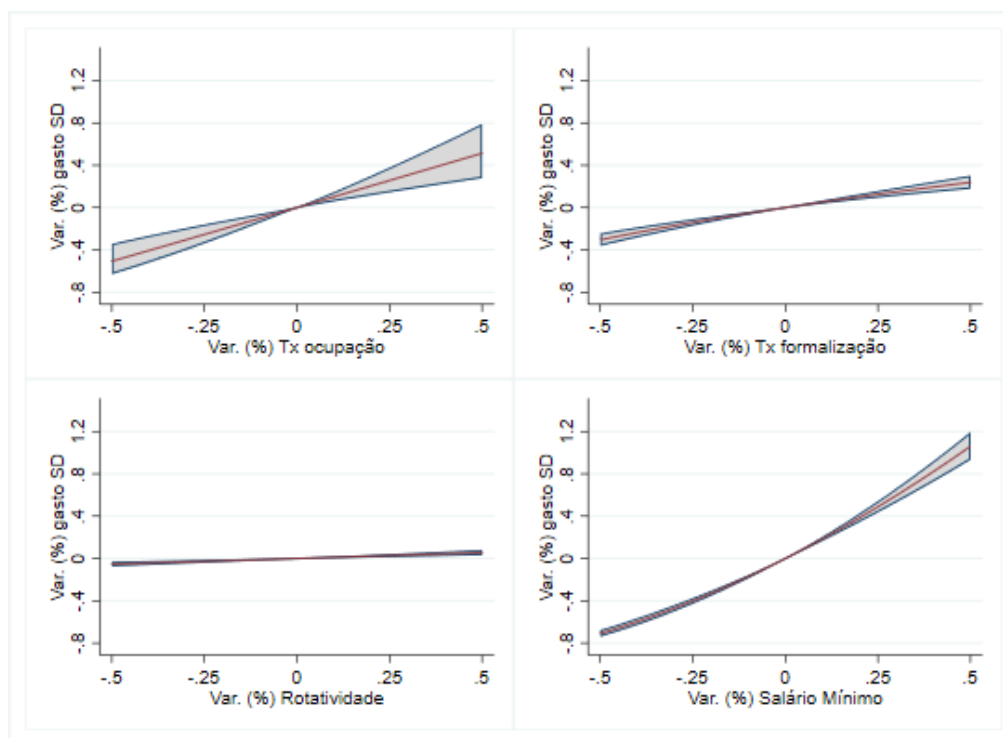
Figura 3.2 – Análise de sensibilidade da elasticidade das variáveis sobre o gasto com seguro-desemprego



Fonte: Elaboração própria.



Figura 3.3 – Análise de sensibilidade da variação entre -50% e +50% das variáveis sobre a variação percentual do gasto com seguro-desemprego



Fonte: Elaboração própria.

O salário mínimo é a variável que mais afeta os gastos com seguro-desemprego. Um aumento real de 1% gera um aumento real de 1,8% nos gastos com seguro-desemprego. E o crescimento dos gastos foi fortemente influenciado pelos aumentos contínuos do salário mínimo desde a última década. A Figura 3.3 mostra a evolução desses efeitos para alterações de até 50%. Pelo gráfico, as alterações do salário mínimo têm um efeito crescente sobre os gastos.

O salário mínimo é fixado pelo governo anualmente e tem a função de beneficiar os salários da população mais pobre, que não pode receber uma remuneração inferior. A política de valorização do salário mínimo no Brasil leva em consideração o crescimento do PIB e a inflação passada. Desse modo, o salário mínimo contribui para aumentos de gastos em momentos de crescimento econômico. Mas, na crise, o salário nominal não diminui, o que gera outra tensão sobre os gastos no período de crise.

Na literatura, Doyle (2007) e Jales (2018) analisam seus efeitos comportamentais no mercado de trabalho. Jales (2018), que analisa o caso brasileiro, estima que a valorização do salário mínimo reduz o emprego no setor formal em 9%, aumenta o emprego na informalidade em 39%, porém também melhora a renda de trabalhadores formais que ganhariam menos se não houvesse a política, resultando em um aumento de 16% da renda média do mercado formal.

Mas por ser um seguro e não uma remuneração, o seguro-desemprego deveria ter seu valor limitado inferiormente pelo salário mínimo? Esse resultado chama a atenção para vantagens e desvantagens de desvincular o valor mínimo do seguro-desemprego do salário mínimo. Essa medida seria benéfica ao controle dos gastos e permitiria que a política de valorização do salário mínimo continuasse a render bons salários à população mais pobre durante o emprego.

A taxa de ocupação e de formalização são duas estatísticas que parecem, a priori, não estar sob o controle do governo. Quanto maiores essas estatísticas, melhor é o resultado para a sociedade. Porém, esses resultados de elasticidades ocorrem porque as regras do seguro-desemprego permitem que quanto mais pessoas estejam empregadas, mais pessoas possam ser elegíveis ao benefício, e maior a quantidade de beneficiários. Ou seja, é possível alterar a política pública para conter os efeitos desses fatores determinantes do gasto.

A quantidade de trabalhadores que podem ser elegíveis aumenta com os ciclos de negócios. Na expansão econômica, a taxa de ocupação aumenta, e na recessão, ela diminui. Como seu efeito é significativo sobre o gasto, essas estimativas capturam o porquê que a quantidade de segurados é cíclica no Brasil. Ocorre que na expansão o seguro não é tão necessário quanto na crise, para o trabalhador. Na expansão econômica, a oferta de empregos é maior e o período de recebimento potencial não necessita ser tão longo quanto na recessão.

Esse resultado chama a necessidade para um debate e reformulação da política de seguro-desemprego, para que suas regras gerem benefícios menos sujeitos aos ciclos de negócios. Uma possibilidade é reduzir a duração potencial do benefício em períodos de expansão e aumentar em períodos de crise, tal como ocorreu nos Estados Unidos após a crise de 2008 e após o início da expansão econômica.

A rotatividade parece também ser um objetivo viável de reformas trabalhistas no Brasil. Entretanto, seus níveis de sensibilidade sobre o gasto são mínimos. Uma alteração de 1% da rotatividade gera uma redução de 0,11% do gasto. Seu efeito é significativo, porém pequeno. Essa variável era fortemente apontada como uma das principais causas de aumento do gasto na década passada (PINTO; GONZAGA, 2014), mas, pelas estimativas do presente estudo, a influência da rotatividade sobre o gasto é mínima.

## 7 SIMULAÇÃO DE GASTOS COM MUDANÇA DE REGRA

Este estudo verifica uma forte participação do salário mínimo e da taxa de ocupação. A taxa de ocupação representa o componente cíclico do gasto. Para conter esse fator determinante, o governo deveria reformular as regras do seguro-desemprego para inibir que o efeito de quantidade de pessoas no mercado de trabalho se traduza em maiores gastos de seguro-desemprego.

A Tabela 3.6 apresenta uma proposta de nova regra. Ela reduz a duração potencial do benefício em períodos de expansão e aumenta em períodos de crise, tal como ocorreu nos Estados Unidos após a crise de 2008 e após o início da expansão econômica.

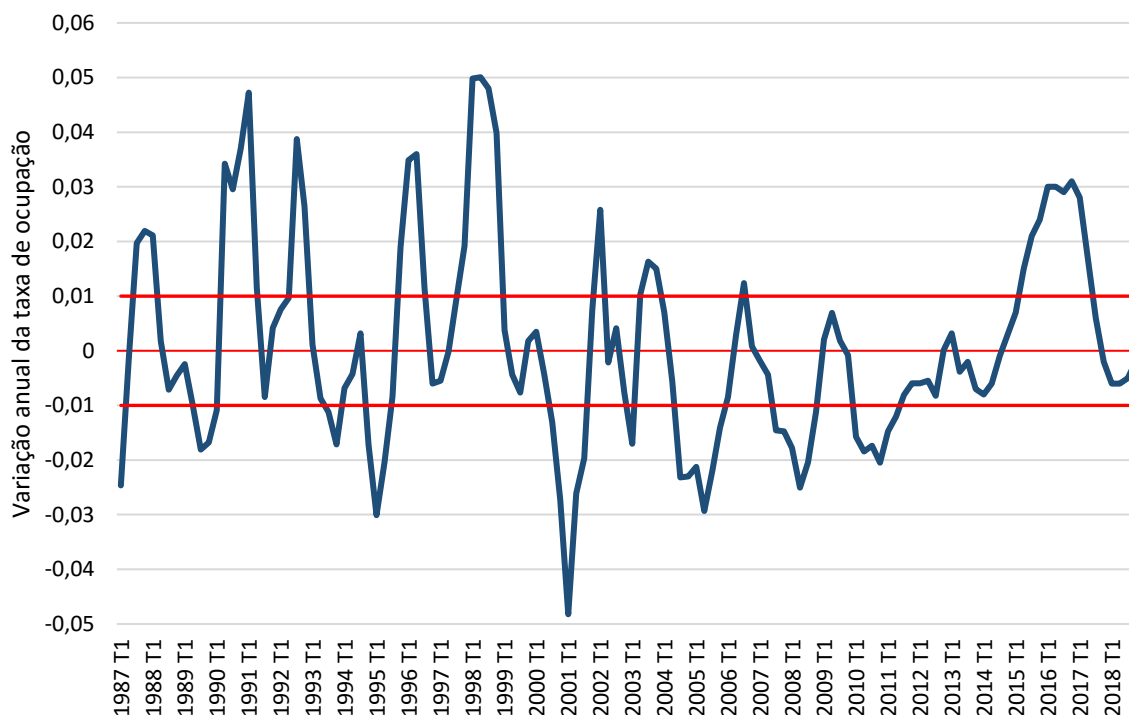
Tabela 3.6 – Nova regra proposta de duração potencial com variações aos ciclos de negócios

$X = \text{Tx desocupação}_{(T)} - \text{Tx desocupação}_{(T-4)}$	6-11 meses	12-23 meses	$\geq 24$ meses
$X \geq 1 p.p.$	4	5	6
$0 p.p. \leq X < 1 p.p.$	3	4	5
$-1 p.p. \leq X < 0 p.p.$	2	3	4
$X < -1 p.p.$	1	2	3

Fonte: Elaboração própria.

O parâmetro da regra proposta na Tabela 3.6 é a variação anual da taxa de ocupação, publicada trimestralmente pelo IBGE. A Figura 3.4 apresenta uma série temporal desse parâmetro da regra e a delimitação dos níveis sugeridos de duração potencial do seguro-desemprego. Pela regra proposta, a duração potencial do seguro-desemprego seria maior que a atual em um mês, desde o segundo trimestre de 2015 até o segundo trimestre de 2017. Todavia, na maior parte do período de expansão econômica, desde o início dos anos 2000 até o quarto semestre de 2014, haveria redução da duração potencial do seguro-desemprego.

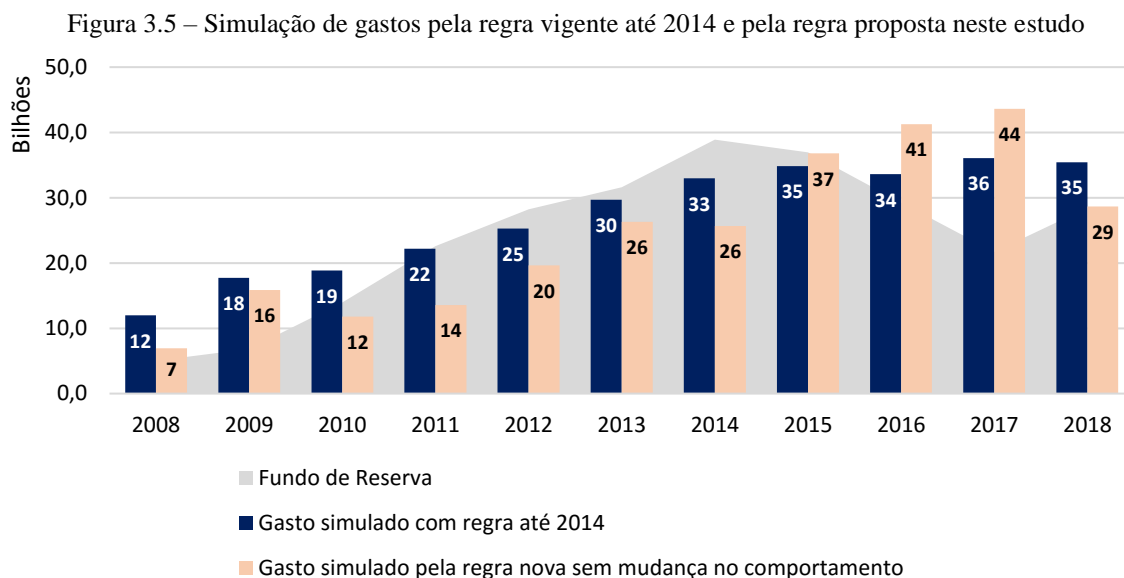
Figura 3.4 – Variação anual da taxa de desocupação



Fonte: Elaboração própria com base na PNADC, PNAD e PME.

Com a finalidade de estimar o impacto fiscal dessa sugestão de alteração de política, este estudo simulou inicialmente como seria o gasto com seguro-desemprego pela regra vigente até 2014 (3, 4 e 5 meses de seguro-desemprego) e pela regra proposta para os anos entre 2008 e 2018. Esta simulação considerou que os trabalhadores demitidos utilizariam o período completo de duração potencial do seguro-desemprego, e que eles recebem o pagamento imediatamente um mês após a data de requerimento ao seguro-desemprego. Como os dados são simulados, eles não representam o gasto realizado no período.

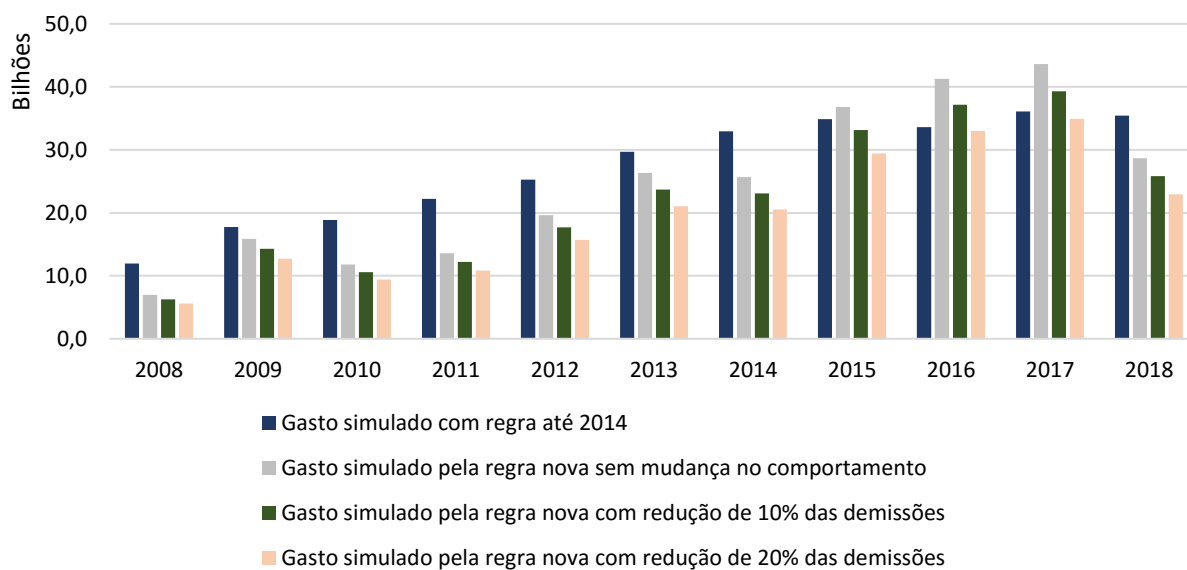
A Figura 3.5 apresenta esta simulação. O gasto gerado pela nova regra foi conservador e não inseriu uma redução de comportamento das demissões. Percebe-se que os gastos pela regra proposta são menores até 2014. Entre 2015 e 2017, eles foram superiores aos gastos da regra vigente até 2014. Em 2018, ele foi inferior. Com a redução de gastos no período de expansão econômica, é possível criar um fundo de reserva do governo para custear as despesas superiores em momentos de crise. Pela simulação, o fundo foi utilizado entre 2015 e 2017 e continuou com um saldo de 28,5 bilhões em 2018. Essa proposta de gasto garante um comportamento contracíclico esperado da política de seguro-desemprego e o equilíbrio fiscal das contas públicas perante os ciclos de negócios.



Fonte: Elaboração própria. Valores simulados, não representam o gasto realizado.

A Figura 3.6 simula quatro cenários de gastos com seguro-desemprego. Os dois iniciais, apresentados na Figura 3.5, e mais dois novos cenários, com redução no número de demissões, provocada pela nova regra. Estes últimos cenários assumem que a nova regra pode reduzir o risco-moral *ex-ante* do trabalhador em 10% e 20% no número de demissões, respectivamente.

Figura 3.6 – Simulação de gastos pela regra vigente até 2014 e pela regra proposta neste estudo, com cenários de redução das demissões



Fonte: Elaboração própria. Valores simulados, não representam o gasto realizado.

Os dois cenários com redução nas demissões provocadas pela mudança de regra possuem gastos menores de seguro-desemprego em relação ao cenário conservador. O cenário com 20% de redução de demissões não gera aumento de gastos em relação à regra vigente em 2014 em qualquer ano, mesmo que a economia estivesse em crise. Caso esse efeito de redução nas demissões se concretize, essa proposta de regulamentação geraria redução de gastos para o governo, aumentaria a cobertura do desemprego em períodos de crise e promoveria um comportamento contracíclico da política de seguro-desemprego.

## 8 CONCLUSÃO

O estudo desenvolve um modelo explicativo do gasto com seguro-desemprego. Ao invés de utilizar um modelo de regressão *ad hoc*, criou-se um modelo explicativo por meio de decomposição matemática. As variáveis explicativas são estatísticas do mercado de trabalho, tais como rotatividade, *job-destruction*, taxa de formalização, taxa de ocupação e salário mínimo. O valor predito pelo modelo e o realizado de gastos são muito próximos, com resultados de  $R^2$  de 0,99.

O maior responsável pelo aumento dos gastos na fase de expansão econômica foi o salário mínimo, contribuindo com 71% do aumento de gastos. O segundo maior responsável foi a formalização, explicando 14% de aumento de gastos. A rotatividade explicou somente 4% desse aumento. Por sua vez, na crise, o que mais explica a redução dos gastos foi a redução da rotatividade, que contribuiu com cerca de 104% de redução. Paradoxalmente, o segundo fator que mais contribuiu para a redução dos gastos foi a redução na taxa de ocupação da economia (79% do decréscimo). Isso porque diminuiu a quantidade de pessoas elegíveis ao benefício, ou seja, o sistema de regras do seguro-desemprego é suscetível a repassar os ciclos de negócios aos gastos. A alteração na Lei a partir de 2015 contribuiu com uma redução de 31% da variação do gasto. O aumento do salário mínimo continuou contribuindo para o aumento dos gastos (31% de aumento), e o aumento da destruição do trabalho que mais contribuiu para uma alta de gastos nesse período (46% de aumento). Porém, esses fatores não foram suficientes para que o gasto aumentasse em termos reais.

O estudo desenvolve uma análise de sensibilidade para avaliar quanto de variações de 1% de rotatividade, salário mínimo, taxa de ocupação e taxa de formalização podem contribuir para a redução dos gastos com seguro-desemprego. Verifica-se uma forte participação do salário

mínimo e da taxa de ocupação. Isso sinaliza que políticas de contenção de gastos podem se dar por meio de (i) reformulações nas políticas de reajustes do salário mínimo ou desvinculação do valor mínimo do seguro-desemprego ao salário mínimo; e (ii) reformulação de regras do seguro-desemprego, de modo que iniba o efeito da quantidade de pessoas no mercado de trabalho que se traduza em maiores gastos de seguro-desemprego. Uma possibilidade é reduzir a duração potencial do benefício em períodos de expansão e aumentar em períodos de crise, tal como ocorreu nos Estados Unidos após a crise de 2008 e após o início da expansão econômica.

Por fim, o estudo apresenta uma proposta de alteração de regulamentação e simula os gastos com a nova regra. Em todos os cenários, a política de seguro-desemprego desenvolve um comportamento contracíclico de gastos. No cenário conservador de manutenção nas demissões realizadas nesses anos, o gasto com seguro-desemprego geraria um fundo de reserva no período de expansão econômica para custear as despesas superiores no período de crise. Caso a reformulação da política do seguro-desemprego gere redução nas demissões, esse fundo não precisará ser utilizado, pois o gasto será menor em todos os anos. Inclusive no cenário de crise econômica.

## CAPÍTULO 4 – *CLOSED SEASON* E SEGURO-DEFESO: ANÁLISE DOS INCENTIVOS E DOS EFEITOS DO TRATAMENTO

### 1 INTRODUÇÃO

Existe um *trade-off* entre conservação do ecossistema e a subsistência das famílias de pescadores. A pesca sem regulamentação produz um aumento inicial na renda das famílias, mas gera excesso de esforço pesqueiro. Por outro lado, a proibição de pesca, se respeitada, tende a aumentar a reprodução de espécies, mas prejudica a subsistência das famílias durante a proibição.

O *compliance* da política de proibição de pesca depende do grau de impaciência dos pescadores e de sua capacidade de agir cooperativamente. Essa característica é importante quando eles compreendem que uma pesca excessiva, durante a época de reprodução dos peixes<sup>38</sup>, pode prejudicar o ecossistema e toda a sociedade de pescadores.

Segundo evidência empírica da literatura<sup>39</sup>, quanto menor a renda das pessoas, maior o valor da utilidade do consumo no presente e menor a utilidade do consumo futuro. Adicionalmente, Farzin (1984) mostra que a impaciência é maior se a atividade produtiva possui baixa necessidade de investimentos em capital. Considerando que a pesca artesanal garante uma fonte baixa de renda e necessita de baixo volume de investimento em capital, é esperado que os pescadores sejam impacientes quanto à renda e priorizem o consumo presente em prejuízo do consumo futuro. Se não houver um mecanismo forte de fiscalização e sanção, é esperado que a política de proibição de pesca não tenha *compliance*. Esse resultado esperado é reforçado pelo estudo de Fehr e Leibbrandt (2011), que mostra que pescadores impacientes e sem capacidade de cooperação utilizam redes de pesca com maior poder de captura de peixes no Brasil. Quanto

---

<sup>38</sup> Nesse estudo, utilizo o termo “peixes” para representar todas as espécies aquáticas, que compreendem os peixes ósseos, os peixes cartilagosos, os crustáceos e os moluscos.

<sup>39</sup> Shah et al. (2012), e Haushofer e Fehr (2014) indicam que a pobreza gera uma mudança comportamental dos indivíduos que, entre outras características, passam a focar no presente e ignoram ações que geram consequências de médio e longo prazo. Carvalho et al. (2016) examinam as escolhas de pessoas de baixa renda e encontram que a pressão financeira aumenta a impaciência em decisões de curto prazo. Harrison et al. (2002) estima que a taxa de desconto intertemporal é maior para faixas de renda mais baixas.



mais impacientes os pescadores, maiores são os danos ao meio ambiente, ao capturar espécies muito pequenas e sem maturidade reprodutiva.

Considerando a dimensão continental do Brasil, monitorar e controlar a pesca é um enorme desafio e isso torna a fiscalização de difícil execução. Entretanto, o principal instrumento de política de gestão da pesca brasileira é a proibição de captura, em períodos de reprodução, e a definição de sanções. A partir de 1991, no entanto, visando facilitar a subsistência das famílias durante a proibição e aumentar o *compliance* da política de *closed season*, outro instrumento passou a ganhar destaque: o pagamento ao pescador de seguro-defeso. A política tende a mudar a escolha dos pescadores sobre pescar no período de reprodução, pois fornece renda no presente e gera uma possível sanção de perda do benefício, caso o pescador seja pego pescando. Dessa forma, o pescador impaciente tende a respeitar a proibição de pesca, e a política de transferência de renda tende a gerar um efeito benéfico ao meio ambiente. Entre 2001 e 2018, o governo pagou cerca de R\$ 20,5 bilhões nesse instrumento. Mas será que esse conjunto de políticas tem resultado sobre o esforço pesqueiro?

A literatura até o momento apresenta resultados conflitantes sobre o efeito da política de seguro-defeso. Segundo Corrêa, Kahn e Freitas (2014), essa política incentiva a população de não pescadores a se tornar pescadores para poder receber o benefício. Ou seja, o seguro-defeso tende a aumentar o número de pescadores, e isso gera aumento da exploração da pesca das espécies protegidas. Assim, o resultado seria contrário ao esperado. Todavia, Campos e Chaves (2014) estimam que mais da metade dos beneficiários do programa não exercem a atividade de pesca. Então, o efeito da política não seria de aumento de pescadores, mas sim de beneficiários irregulares que não desempenham a atividade de pesca.

Este estudo testa empiricamente o real efeito dessa política sobre a produção pesqueira ao longo do tempo. Se a política incentivar o aumento do número de pescadores, o seu efeito líquido no longo prazo poderá ser até de aumentar a captura durante a proibição da pesca. Caso contrário, essa política reforçará o efeito da proibição e reduzirá ainda mais a produção de pesca no período de reprodução. Adicionalmente, testamos empiricamente se a política de *closed season* possui *compliance* nos períodos de proibição e se a produção de peixes aumenta após a espécie ser tratada como protegida. Se não ocorrer o *compliance* da política de *closed season*, então, a política de compensação ao pescador deixa de ter sentido ambiental e se torna uma mera transferência de renda.

Inicialmente, o estudo desenvolve um modelo teórico baseado no comportamento do pescador quando fica sujeito à proibição da pesca e ao recebimento do benefício. Depois, analisa

empiricamente o efeito da política de proibição de pesca sobre a captura de espécies, por meio de modelos de painel com efeitos fixos, Tobit, *two-parts* e *propensity score matching*.

Os resultados indicam que a pesca foi reduzida em 51% durante a proibição. Melhorando a reprodução das espécies, com o passar do tempo, a produção de pesca aumenta em cerca de 270% vezes fora do período de defeso. Todavia, ao separar a análise em pesca artesanal e industrial, este estudo identifica que as estimativas de *compliance* da política de *closed season* foi decorrente da redução de pesca industrial, que está mais sujeito fiscalizações e monitoramento da atividade pesqueira. A pesca artesanal apresentou estimativas de efeitos fixos sem significância, indicando possivelmente ausência de *compliance* da política de proibição para a pesca artesanal. Somente a política de seguro-defeso reduziu a pesca artesanal no período de proibição em 19 quilos ao mês por pescador beneficiado. Todos os resultados foram coerentes com o modelo teórico desenvolvido.

Ademais, há indícios de que um aumento no gasto do benefício ao pescador artesanal aumente a produção industrial na mesma época. Isso sugere que o pescador artesanal esteja trabalhando em outras atividades no período de defeso. Entretanto, este resultado também pode ser um reflexo de que a região fica mais rica com esse aporte de recursos exógeno, pressionando a demanda, o que termina aumentando a oferta, ou seja, aumentando a produção de pesca industrial.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

A pesca é um caso clássico de tragédia dos comuns (HARDIN, 1968). Gordon (1954) foi o primeiro a debater o assunto. Ele encontra suas características e resultados estilizados, tais como: (1) propriedade comum – todos os pescadores pescam em águas que não possuem propriedade; (2) externalidade externa negativa – a produção de um pescador influencia a produção dos demais e de si mesmo, pois reduz o estoque pesqueiro; (3) emprego de fatores além do ótimo social – cada pescador busca maximizar seu próprio lucro, empregando excesso de esforço pesqueiro além do nível ótimo, se fosse um monopolista, e causando ineficiência na produção de pesca; (4) sobre-exploração dos recursos naturais – em equilíbrio, o esforço pesqueiro alto causa redução do estoque de peixes, podendo até causar extinção de espécies.

Sua abordagem motivou outros estudos, como os de Scott (1955) e de Smith (1968), que mantêm as conclusões clássicas de Gordon. O primeiro melhora a definição do planejador

central como uma instituição (governo, associação de pescadores ou privada), ao invés de ser um monopolista. Em sua abordagem, ele separa os resultados de equilíbrios entre curto-prazo e longo-prazo, associa o resultado de Gordon ao equilíbrio de longo-prazo, e destaca o processo de convergência ao equilíbrio, com possibilidades de situações de esgotamento de pesca. Smith (1968) elabora um modelo matemático mais detalhado que seus antecessores, incorpora uma função de crescimento do estoque de peixes, define claramente a distinção entre o estoque de peixes e a produção de peixes, e chega a conclusões semelhantes às dos seus antecessores.

Mais recentemente, Huang e Smith (2014) desenvolvem uma avaliação empírica dos resultados clássicos da teoria da tragédia dos comuns, por meio de um modelo de equações estruturais da pesca de camarões na Carolina do Norte. Eles ajustam o modelo e simulam uma situação ideal de lucro intertemporal ótimo. Comparando esse cenário simulado com a situação real, eles estimam que o excesso de esforço pesqueiro gera perda de eficiência nos lucros de 49%.

Sobre a política de *closed season*, apesar de sua ampla implementação, existem poucos estudos empíricos que avaliam sua efetividade e existe, também, a necessidade de entender melhor seu potencial ecológico. Entre os estudos existentes, Crutchfield (1961) argumenta que seria sem efeito sobre o estoque de peixes, porque haveria deslocamento do esforço pesqueiro para a temporada em que a pesca é aberta, com aumento de custo de conservação da produção. Porém, ele abre uma exceção: se a proibição ocorresse em períodos de necessidade das espécies, ela poderia ter resultados positivos, pois se a pesca fosse realizada nessa época, haveria custos não percebidos pelo pescador.

Gordon (1954) aborda o tema com dúvidas sobre a efetividade dessa política. Segundo ele, os períodos de baixas cíclicas dos estoques pesqueiros seriam contemporâneos às implementações das medidas de proibição. Com isso, as medidas capturariam efeitos que são decorrentes dos ciclos de estoques pesqueiros. Empiricamente, é possível isolar as estimativas desses efeitos com o controle de *dummies* de tempo em período razoavelmente longo, conforme abordagem empírica desenvolvida no presente estudo, que utiliza um período entre 15 e 17 anos com periodicidade mensal.

Arendse, Govender e Branch (2007) criam um experimento controlado sobre a espécie *Cymbula granatina*, um molusco. Utilizando um modelo por recruta, eles concluem que a proibição não gera aumento de estoque pesqueiro sobre espécies que não se aglomeram durante o período de reprodução e que são independentes dos demais recursos capturados durante essa época. Todavia, se a espécie se aglomera durante a fase de reprodução, ou se ela é indiretamente afetada pela pesca de outros recursos, a proibição aumenta o estoque de peixes. Considerando

a interrelação das espécies dentro do equilíbrio do ecossistema, é esperado que o efeito da política sobre uma espécie possa provocar reações em cadeia em diversas espécies.

Huang e Smith (2014) também estimam o efeito da política de temporada de proibição de pesca sobre o estoque de peixes. Por meio de simulações do modelo estrutural, eles estimam que a política de proibição reduz a produção da pesca na época da proibição em 28%. Ademais, estimam que a política representa um aumento de 2% dos lucros intertemporais, em função do aumento do estoque de peixes. Esse efeito é decorrente da proteção das espécies em períodos de reprodução. Diferentemente, o presente estudo não simula o efeito da política, mas desenvolve uma análise do efeito da política sobre dados reais de produção de pesca e estima um impacto superior da política de proibição sobre a produção no Brasil.

Rola et al. (2018) analisam o efeito da política de *closed season* sobre a produção de sardinha nas Filipinas. Eles encontram evidências de que a pesca anual aumentou após a implantação da política. Bartlett et al. (2009) comparam áreas protegidas periodicamente com regiões de livre pesca em Vanuatu e encontram que as espécies vulneráveis apresentam maior abundância e biomassa nas áreas protegidas.

No que tange ao efeito do pagamento de benefícios aos pescadores sobre o estoque de peixes, Agimass e Mekonnen (2011) realizam um estudo sobre a disposição a pagar dos pescadores em relação a políticas na Etiópia. Eles encontram que os pescadores topariam pagar pela proibição e não receber um benefício. Esse resultado poderia ser explicado porque sinaliza uma preferência dos pescadores pelos lucros de longo prazo. Esse estudo mostra que estamos analisando um problema de escolha social, de agregação de comportamentos, de *enforcement*, menos do que de falta de visão do pescador. Fazendo um paralelo para o caso brasileiro, isso sugere a não necessidade da política de seguro-defeso, caso exista um mecanismo crível de *enforcement* da proibição.

Dois artigos sobre a política de seguro-defeso no Brasil possuem forte relação com o presente estudo. O primeiro, de Corrêa, Kahn e Freitas (2014), analisa o pagamento do seguro-defeso na região da Amazônia. De acordo com os autores, a política causa um incentivo perverso de aumento de pescadores, o que causa excesso de esforço pesqueiro e redução dos estoques de peixes. Assim, como esse resultado é o inverso do desejado pela política, concluem que seria melhor que a política de pagamentos de benefícios não existisse. Todavia, esse estudo adota uma forte premissa para suas conclusões: os beneficiários do seguro-defeso que não eram pescadores abandonam suas atividades originais de renda e passam a desempenhar o trabalho de pescador para receber o benefício. Mas será que os incentivos gerados pelo seguro-defeso

são tão fortes a ponto de alterar a atividade de trabalho dos beneficiários? Será que não seria mais fácil os falsos beneficiários exercerem atividades informais e não pescar?

Em linha oposta à de Corrêa, Kahn e Freitas (2014), Campos e Chaves (2014) estimam que mais da metade dos beneficiários do programa não necessariamente exercem a atividade de pesca. Eles concluem que o número elevado de beneficiários é decorrente ao vazamento da política.

Comparando esses dois artigos, não se sabe se o seguro-defeso prejudica ou beneficia o meio ambiente, pois eles possuem conclusões diferentes do efeito da política sobre o esforço pesqueiro.

Para elucidar a questão, o presente estudo pretende avaliar o efeito da política sobre o meio ambiente, analisando qual o impacto do pagamento aos pescadores sobre o nível de produção de pesca para cada espécie no tempo.

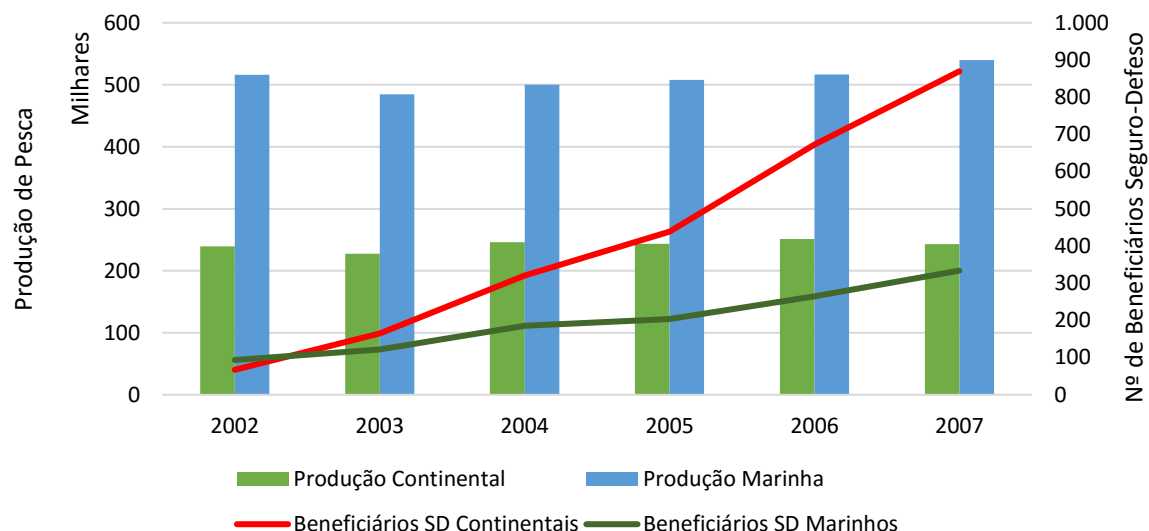
### **3 FATOS ESTILIZADOS SOBRE SEGURO-DEFESO**

O Gráfico 4.1 relaciona a produção de pesca no Brasil entre 2002 e 2007<sup>40</sup> e a quantidade de beneficiários do programa seguro-defeso. Se os beneficiários se tornassem pescadores por causa do programa seguro-defeso, seria esperado que o aumento no número de beneficiários majorasse a produção de pesca no curto prazo, e depois, houvesse uma queda na produção com o passar dos anos. Todavia, no Gráfico 4.1, a quantidade de beneficiários cresce rapidamente, enquanto a produção de pesca se apresenta estável, com leve crescimento. O Gráfico 4.1 apresenta indícios de que os incentivos gerados pelo seguro-defeso não são tão fortes a ponto de alterar a atividade de trabalho dos beneficiários e aumentar o esforço pesqueiro, pois a produção de pesca parece não responder ao aumento do número de beneficiários.

---

<sup>40</sup> Não é possível realizar comparações com maior período de tempo, porque as estatísticas de produção pesqueira, a nível nacional, foram descontinuadas pelo governo brasileiro.

Gráfico 4.1 – Evolução da produção de pesca no Brasil e do número de beneficiários do seguro-defeso por ambiente



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ibama (Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis) e MTE (extinto Ministério do Trabalho).

A Tabela 4.1 estima a quantidade de pescadores elegíveis ao seguro-defeso no Brasil em 2000 e 2010<sup>41</sup>. Ao comparar a quantidade de pescadores elegíveis e o total de beneficiários em 2010 (580,8 mil pessoas), é possível calcular o nível de desperdício da política. Os filtros utilizados na Tabela 4.1 são semelhantes aos utilizados por Campos e Chaves (2014)<sup>42</sup>, e a medida Pescadores Elegíveis (J) representa a estimativa desses autores<sup>43</sup>, com percentual de desperdício<sup>44</sup> de 51%. Ademais, este estudo elabora duas novas medidas de elegibilidade, chamadas de “Pescadores Elegíveis (K) e (L)”. A (K) representa um nível de desperdício do seguro-defeso de 75%, maior que o estimado por Campos e Chaves (2014)<sup>45</sup>. Mas a (L) estima

<sup>41</sup> Anos em que o Censo foi realizado no Brasil.

<sup>42</sup> “i) trabalhadores por conta própria, não remunerados ou na produção para o próprio consumo; ii) ocupados como pescadores; iii) ocupados no setor de pesca; iv) que não contavam com transferências previdenciárias ou assistenciais; e v) que não contavam com outros trabalhos remunerados.” (CAMPOS e CHAVES, 2014).

<sup>43</sup> Campos e Chaves (2014) utilizaram todos os programas governamentais. Diferentemente, o presente estudo considerou somente os benefícios do Programa Bolsa Família e do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil, para garantir a certeza de que os beneficiários do seguro-defeso não fossem incorporados duplamente nessa estimativa.

<sup>44</sup> Trata-se do percentual de beneficiários que não são elegíveis. Essa medida pode ser calculada utilizando a quantidade de beneficiários de 2010: 580,8 mil pessoas.

<sup>45</sup> Campos e Chaves (2014) excluíram da elegibilidade o pescador beneficiário de outros programas assistenciais que era o representante da família que recebe o benefício pecuniário. Ou seja, se sua esposa era a recebedora do benefício, o pescador não foi considerado como beneficiário de outros programas assistenciais. Diferentemente, a medida Pescadores Elegíveis (2) considera como beneficiários todas as pessoas da família assistida. Assim, se a alguém dessa família recebeu o dinheiro do governo, todas as pessoas da família são beneficiários e se existe um pescador nessa família, ele passa a não ser elegível ao seguro-defeso.

um desperdício de 43% de beneficiários não elegíveis. Essa diversidade de medidas ocorre porque as regras do seguro-defeso mudaram com o tempo. Até final de 2014, havia interpretação da lei para proibir o pagamento do seguro-defeso ao beneficiário de outros programas governamentais. Durante o primeiro semestre de 2015, ser beneficiário e receber outros benefícios passou a ser expressamente proibido. A partir de junho de 2015, o pescador pode receber o seguro-defeso e ser beneficiário de outros programas, desde que os benefícios desse último sejam temporariamente suspensos durante o recebimento do seguro-defeso.

Tabela 4.1 – Estimativa de Pescadores elegíveis ao seguro-defeso em 2000 e 2010

<b>Medidas de População</b>	<b>2000</b>	<b>2010</b>	<b>Crescimento (pessoas)</b>	<b>Crescimento (%)</b>
População do Brasil (A)	169.872.856	190.755.799	20.882.943	12,3%
População do Brasil maior que 16 anos (B)	116.028.069	141.243.718	25.215.649	21,7%
Pescadores Total (C)	316.116	428.482	112.366	35,5%
Assalariados (D)	61.864	70.195	8.331	13,5%
Pescadores Artesanais (E = C - D)	254.252	358.287	104.035	40,9%
Com Outros Trabalhos (F)	3.587	7.621	4.034	112,5%
Aposentados (G)	13.527	21.542	8.015	59,3%
Beneficiários de outros programas do governo <sup>(1)</sup> (H)	2.421	46.314	43.893	1813,0%
Beneficiários de outros programas do governo <sup>(2)</sup> (I)	*	185.477	*	*
<b>Pescadores Elegíveis (J = E - F - G - H)</b>	<b>234.717</b>	<b>282.810</b>	<b>48.093</b>	<b>20,5%</b>
<b>Pescadores Elegíveis (K = E - F - G - I)</b>	<b>*</b>	<b>143.647</b>	<b>*</b>	<b>*</b>
<b>Pescadores Elegíveis (L = E - F - G)</b>	<b>237.138</b>	<b>329.124</b>	<b>91.986</b>	<b>38,8%</b>

Fonte: Elaboração própria com base em Censo 2000/IBGE e Censo 2010/IBGE.

Obs 1: “Beneficiários de outros programas do governo<sup>(1)</sup>” considera somente o representante da família que recebe o benefício pecuniário, semelhante à abordagem de Campos e Chaves (2014).

Obs 2: “Beneficiários de outros programas do governo<sup>(2)</sup>” considera como beneficiários todas as pessoas da família assistida.

Obs 3 (\*): No Censo 2000/IBGE não é possível estimar os beneficiários de outros programas assistenciais considerando as pessoas integrantes da família, pois a variável de demais programas do governo considera o recebimento de seguro-desemprego.

A Tabela 4.1 estima que a quantidade de pescadores no Brasil cresceu 35,5% e a população maior que 16 anos cresceu 21,7%. Logo, parece existir alguma evidência de que o número de pescadores aumentou entre 2000 e 2010. Todavia, a quantidade de pescadores elegíveis ao seguro-defeso (J) cresceu 20,5%, valor próximo ao crescimento da população brasileira apta a trabalhar. Como essa medida de elegibilidade representa as regras em vigor em 2010, não parece ser possível atribuir o crescimento do número de pescadores ao programa seguro-defeso.

Ademais, conforme Campos e Chaves (2014), mais da metade dos beneficiários do programa não necessariamente exerce a atividade de pesca. Essa discrepância é um vazamento da política, ou seja, um problema de focalização.

Por fim, a evidência encontrada na literatura<sup>46</sup> do aumento do número de pescadores se baseia nas informações oficiais do Registro Geral de Pescadores (RGP). Mas o RGP é o banco de dados oficial do governo e não é capaz de considerar esse vazamento. No RGP, todos os beneficiários são considerados pescadores, sem que necessariamente de fato exerçam essa profissão.

Para elucidar a questão, o presente estudo pretende avaliar se a pesca é respeitada no período de proibição e se, no longo prazo, a produção de pesca aumenta ou diminui por decorrência da política. Assim como também desenvolvo um modelo teórico, baseado na teoria econômica, para analisar se os pescadores têm incentivos em reduzir a quantidade pescada em função do recebimento do benefício.

#### **4 POLÍTICA DE GESTÃO DA PESCA NO BRASIL**

A política de gestão da pesca no Brasil possui diferentes instrumentos. Entre eles, pode-se citar: (i) proibição de pesca para temporadas de reprodução ou recrutamento<sup>47</sup>, que é o período importante de crescimento e desenvolvimento de uma espécie; (ii) proibição de utilização de determinados apetrechos; (iii) definição de áreas de conservação com proibição permanente de pesca; (iv) autorização somente de pesca de subsistência; (v) definição de tamanho mínimo de espécies para a pesca; (vi) proibição permanente de pesca de espécies ameaçadas de extinção; e (vii) seguro-defeso.

O principal instrumento é a proibição de pesca por temporada. Desde 1970, o governo publicou mais de 200 normativos proibindo a pesca por temporadas. As proibições continentais são, em maioria, determinadas sobre as bacias hidrográficas. Alguns normativos proíbem a captura de todas as espécies, enquanto outros definem determinadas espécies que não podem ser capturadas por determinado tempo. Por outro lado, em ambiente marinho, a maioria dos normativos são organizados por espécies. O texto do normativo define as regiões e o período

---

<sup>46</sup> Corrêa, Kahn e Freitas (2014) e Dias-Neto (2017).

<sup>47</sup> Permite que o estoque de peixes alcance nova faixa etária.



de proibição. No APÊNDICE C apresento um levantamento dos normativos publicados desde o ano 2000.

Em 2014<sup>48</sup>, o governo estabeleceu a lista oficial de peixes ameaçados de extinção no Brasil. Sua elaboração contou com cerca de 300 especialistas, que analisaram as populações existentes e as ameaças à sua conservação. A lista classificou as espécies ameaçadas em (i) regionalmente extinta; (ii) criticamente em perigo; (iii) em perigo; e (iv) vulnerável. Somente esta última teve a pesca permitida por meio de regulamentação, como as normas de *closed season*. As demais espécies ameaçadas tiveram a pesca permanentemente proibida.

A partir de 1991<sup>49</sup>, outro instrumento da política de gestão da pesca passou a ganhar destaque: o pagamento de um salário mínimo mensal<sup>50</sup> ao pescador artesanal para que ele não pesque nesse período. Chamado de seguro-defeso, esse benefício é legalmente um tipo de seguro-desemprego. Ele foi criado assim porque se destina a suprir financeiramente os pescadores durante o período em que são impedidos de trabalhar em sua principal atividade. Situação semelhante a um trabalhador desempregado no mercado de trabalho. Todavia, existe uma diferença fundamental entre esse benefício e o seguro-desemprego formal: enquanto o seguro-desemprego tem a finalidade de garantir financeiramente o trabalhador para que ele possa procurar emprego; o seguro-defeso é pago ao pescador para que ele não trabalhe<sup>51</sup>.

O benefício tem dois objetivos: social e ambiental. O social foi explicado acima. Enquanto o ambiental é reforçar o *compliance* das medidas de proibição impostas pelo governo. Acredita-se que com o benefício, a restrição orçamentária do pescador seja menos forte e permita que o pescador possa esperar a temporada de proibição de pesca sem capturar as espécies protegidas.

Entre 2002 e 2018, o governo pagou cerca de R\$ 20,5 bilhões nesse instrumento. Em 2002, o número de beneficiários era de 50 mil pessoas. Em 2018, havia 686,8 mil beneficiários. As despesas que representavam R\$ 61 mil, em 2002, passaram para R\$ 2,6 bilhões, em 2018.

---

<sup>48</sup> Portaria MMA nº 445/2014.

<sup>49</sup> Lei nº 8.287/2001.

<sup>50</sup> O pescador pode receber até seis benefícios anuais, a depender do tempo de proibição. Na média, paga-se quatro parcelas mensais ao ano.

<sup>51</sup> A Lei nº 10.779/2003, que regula o seguro-defeso, define que se o pescador tiver outra fonte de renda, ele perderá o benefício.

A principal explicação desse aumento foi devido às facilidades das condições de elegibilidade criadas nas alterações das leis, em 2003 e 2009<sup>52</sup>, e às fragilidades institucionais e processuais na concessão do benefício (DIAS NETO, 2017).

Apesar da expressiva expansão da política, paga-se mais para onde a produção não é tão grande. Conforme mostrado nas Tabelas 4.2 e 4.3, grande parte dos benefícios são concedidos à pesca continental, todavia, a produção de pesca no Brasil se concentra na pesca marítima. Mesmo separando a produção de pesca artesanal da industrial, percebe-se que a produção artesanal marítima é superior à artesanal continental.

Tabela 4.2 – Evolução de despesa e de quantidade de benefícios do Seguro-Defeso por ambiente

Ano	Despesa - Seguro-Defeso				Quantidade de benefícios pagos			
	Continental		Marinha		Continental		Marinha	
	R\$ milhões	Δ	R\$ milhões	Δ	mil parcelas	Δ	mil parcelas	Δ
2002	13	-	18	“-	67	“-	94	“-
2007	316	2321%	124	573%	870	1193%	334	257%
2010	918	190%	234	88%	1.808	108%	461	38%
2017	2.132	132%	304	30%	2.288	27%	327	-29%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do MTE.

Tabela 4.3 – Evolução da produção da pesca em toneladas, por tipo e modalidade de pesca

Ano	Continental		Marinha	
	Industrial	Artesanal	Industrial	Artesanal
2002	15.931	223.485	235.612	280.555
2007	13.085	230.126	264.280	275.687

Fonte: Ibama (2004, 2007).

Dias Neto (2017) estima os valores comerciais da produção média de 8 meses de pesca e soma o valor de benefícios pagos aos pescadores em 4 meses. O valor pago aos beneficiários é ligeiramente superior ao valor da produção de peixes no total do Brasil.

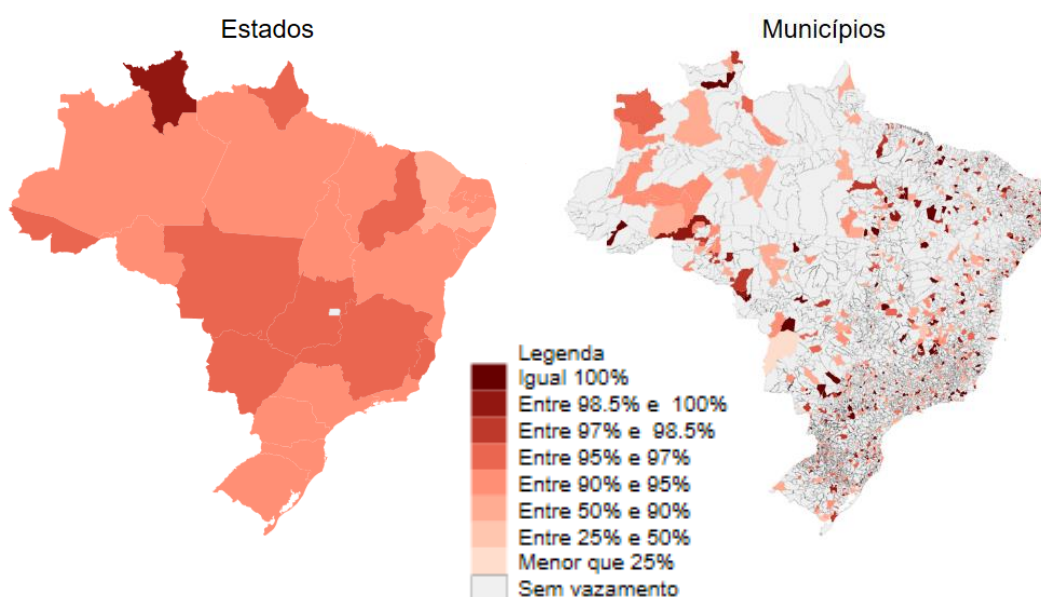
Esse resultado é condizente com o achado de Campos e Chaves (2014), que estimam que mais da metade dos beneficiários do programa não exercem necessariamente a atividade de pesca,

<sup>52</sup> Lei nº 10.779/2003 e Lei nº 11.959/2009.

ou seja, recebem o benefício e podem não ser pescadores. A estimativa do presente estudo<sup>53</sup> foi levemente inferior: cerca de 43% dos beneficiários recebem o benefício sem elegibilidade.

Esses resultados sugerem fortemente que a política de pagamento ao pescador tem um grave problema de vazamento<sup>54</sup>. O Gráfico 4.2 estima os níveis mínimos de vazamento<sup>55</sup> por município em 2010, considerando a terceira medida de elegibilidade da Tabela 4.1, pois essa medida reflete a regra de elegibilidade em vigor a partir de junho de 2015.

Gráfico 4.2 – Níveis de vazamento do seguro-defeso em 2010<sup>56</sup>, por Estados e Municípios



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo 2010/IBGE. OBS: a medida de vazamento utiliza a definição de elegibilidade (L) apresentada na Tabela 4.1 O DF está representado no gráfico municipal.

No Gráfico 4.2, quase todos os estados possuem vazamentos maiores que 90%. Analisando por município, percebe-se que muitas dessas localidades com vazamento elevado são cidades de interior, sem contato com o Oceano Atlântico. Ademais, mais de 50% dos municípios com pescadores beneficiados apresentam medidas de vazamento maiores que 94%.

<sup>53</sup> Com base na medida de elegibilidade K da Tabela 4.1, subtraia 1 da razão entre o total de pescadores elegíveis (329.124) e total de beneficiários em 2010 (580,8 mil pessoas).

<sup>54</sup> Este estudo denota  $vazamento = \frac{\text{Beneficiários inelegíveis}}{\text{Total de beneficiários}}$ .

<sup>55</sup> Para avaliar a focalização do programa, seria necessário ter uma base de dados que identificasse os beneficiários do programa e se eles são elegíveis. Porém essa base de dados não existe. Para tanto, considere que todos os elegíveis foram atendidos pelo programa (cobertura máxima) quando o número de elegíveis for menor ou igual ao número de pescadores por município.

<sup>56</sup> Ano de coleta de dados do Censo no Brasil.

Todavia, considerando que as razões para o elevado nível de vazamento foram decorrentes das fragilidades legais e institucionais de acesso ao benefício, então, muito provavelmente essa política deve ter um elevado nível de cobertura. Ou seja, praticamente todos os pescadores artesanais devem receber o benefício. Portanto, seria natural esperar que a política seja efetiva em termos sociais e ambientais, apesar do elevado desperdício de recursos públicos.

## 5 MODELO TEÓRICO

Esta seção analisa os problemas de decisão do pescador artesanal para diferentes situações. O primeiro modelo é sem intervenção do Estado e sem um período de reprodução. À medida que avanço entre os modelos, adiciono um item na análise. Entre eles, destaco “existência de um período de reprodução”, a “proibição em pescar” e o “pagamento do seguro-defeso”. Analisa-se um problema estático de maximização de utilidade do pescador artesanal representativo, que tem a decisão de alocar seu tempo entre as opções de lazer ( $L$ ), pesca artesanal ( $x$ ) ou outra atividade de trabalho ( $y$ )<sup>57</sup>.

Considere que o pescador sempre preferirá combinar lazer e alguma atividade que gere renda. Entre os trabalhos possíveis, ele escolherá exercer a atividade que lhe gere mais satisfação. Seja em decorrência da renda gerada ou em virtude do prazer em exercer aquela atividade. Nesse contexto,  $x$  e  $y$  são perfeitamente substitutos.  $a$  representa o grau de satisfação em pescar artesanalmente e  $b$  representa o grau de satisfação em exercer outra atividade. Para fins de simplificação, considere que  $a + b = 1$ , sendo  $a, b \geq 0$ . Como se trata de pescador artesanal, é natural considerar que  $a > b$ , ou seja, *ceteris paribus*, o pescador artesanal prefere exercer a atividade de pesca artesanal do que outra atividade profissional. Ademais, seja  $c$  e  $d$  a importância que o pescador dá em trabalhar e em aproveitar o lazer, respectivamente. Todas as escolhas do pescador estão sujeitas a um limite de disponibilidade de tempo, por exemplo, às 24 horas presentes no dia, que aqui represento, sem perda de generalidade, por 1, ou seja, o pescador dispõe de uma unidade de tempo para alocar nas três possíveis atividades de lazer, pesca e outra atividade profissional.

---

<sup>57</sup> Ela pode ser a pesca de outra espécie de peixe, pesca industrial, pesca em aquicultura ou qualquer outro tipo de trabalho, mesmo que não seja relacionado com pesca.

## 5.1 Modelo 1: Modelo Inicial

O pescador não considera qualquer efeito de sua decisão sobre o estoque de peixes. Portanto, seu problema de maximização é:

$$\begin{cases} \max_{x,y,L} & (ax + by)^c L^d \\ \text{s. a} & x + y + L = 1 \end{cases} \quad (1)$$

Como  $a > b$ , o pescador não dedicará qualquer tempo a outras atividades:  $y = 0$ .

Mas, então, seu problema se reduz a:

$$\begin{cases} \max_{x,L} & (ax)^c L^d \\ \text{s. a} & x + L = 1 \end{cases} \quad (2)$$

Substituindo  $L$  por  $1 - x$ , o problema acima se reduz a:

$$\max_x (ax)^c (1 - x)^d \quad (3)$$

Trata-se de um problema de otimização côncava, cuja Condição de Primeira Ordem nos leva à solução<sup>58</sup>:

$$x = \frac{c}{c+d}, \quad y = 0, \quad L = \frac{d}{c+d} \quad (4)$$

Em conclusão, quando o pescador não percebe o custo associado à pesca em período de reprodução, investirá todo o tempo não reservado ao lazer, à atividade de pesca, que lhe aparece como mais produtiva.

## 5.2 Modelo 2: Com período de reprodução

O pescador entende agora que pescar no período de reprodução reduz o estoque de peixes disponível ao longo do ano. Posteriormente, pescar no período de reprodução limita a produtividade da pesca. Esse efeito é modelado aqui pelo parâmetro redutor de produtividade  $\beta > 0$ , de forma que seu problema de otimização passa a ser:

---

<sup>58</sup> A CPO é:  $ca(ax)^{c-1}(1-x)^d - d(ax)^c(1-x)^{d-1} = 0 \Rightarrow ca(1-x) = dax \Rightarrow c = (c+d)x$

$$\begin{cases} \max_{x,y,L} & ((a - \beta)x + by)^c L^d \\ \text{s. a} & x + y + L = 1 \end{cases} \quad (5)$$

Em que, reforçando, o parâmetro  $\beta > 0$  é aplicado apenas se o pescador decidir pescar durante o período de reprodução. Nesse caso, duas situações podem ocorrer quanto à intensidade  $\beta$ :

Situação 1:  $a - \beta < b \quad \Leftrightarrow \quad a < b + \beta$

Trata-se do caso extremo em que o efeito negativo da pesca em período de reprodução é tão forte que o pescador decide espontaneamente abster-se de pescar nesse período.

Nesse caso,

$$x = 0, \quad y = \frac{c}{c + d}, \quad L = \frac{d}{c + d} \quad (6)$$

Portanto, o pescador se dedica a outra atividade. Esse caso, no entanto, parece menos provável de ocorrer na prática. De fato, se ocorresse, não haveria qualquer necessidade de intervenção do poder público, uma vez que o próprio pescador teria incentivo a não pescar no período defeso. A própria existência do programa de governo sugere que essa situação não deve ocorrer na prática.

Situação 2:  $a - \beta \geq b \quad \Leftrightarrow \quad a \geq b + \beta$

Trata-se de caso mais natural, em que o pescador entende que a pesca em período de reprodução tem um custo para ele. Mas, ainda assim, a pesca é mais produtiva para ele do que a atividade alternativa. Nesse caso,  $y = 0$  e  $(a - \beta)$  desempenha o papel de  $a$  na solução anterior, ou seja,

$$x = \frac{c}{c + d}, \quad y = 0, \quad L = \frac{d}{c + d} \quad (7)$$

Portanto, o pescador dedicará o mesmo tempo à pesca em período de reprodução do que no caso em que ele sequer percebe o malefício associado a essa atividade.

Em conclusão, o simples reconhecimento, por parte do pescador, da existência de um custo futuro da pesca em período de reprodução, em geral, não é suficiente para aumentar a probabilidade de ele suspender a pesca nesse período.

### 5.3 Modelo 3: Com proibição e sanção

Nesse caso, a autoridade pública proíbe a pesca em período de reprodução, e, caso o pescador seja pego pescando nesse período, ele sofrerá uma sanção equivalente  $\theta > 0$  por unidade de tempo dedicado à pesca. Seja  $\pi$  a probabilidade de ser descoberto pescando durante a proibição. Então, o custo esperado para o pescador que decide infringir a lei é  $(\beta + \pi\theta)x$ .  $\beta$  reflete o custo, já visto anteriormente, de redução da produtividade ao longo do ano e  $\pi\theta$  reflete a punição, em termos esperados, por parte do governo. Portanto, o problema de maximização do pescador que decide pescar em período de proibição passa a ser:

$$\begin{cases} \max_{x,y,L} & ((a - \beta - \pi\theta)x + by)^c L^d \\ \text{s. a} & x + y + L = 1 \end{cases} \quad (8)$$

Neste modelo, nada muda na análise anterior, a não ser as condições para suspensão da pesca. Temos, novamente, duas possíveis situações.

Situação 1:  $a - \beta - \pi\theta < b \quad \Leftrightarrow \quad a < b + \beta + \pi\theta$

Trata-se do caso em que o pescador prefere se abster de pescar durante o período de reprodução. Isso porque o custo esperado adicional da sanção é suficientemente elevado, diante do risco de punição.

Nesse caso,

$$x = 0, \quad y = \frac{c}{c + d}, \quad L = \frac{d}{c + d} \quad (9)$$

Situação 2:  $a - \beta - \pi\theta \geq b \quad \Leftrightarrow \quad a \geq b + \beta + \pi\theta$

Trata-se de caso em que o pescador prefere continuar pescando. Ele entende que a pesca em período de reprodução tem um custo para ele, tanto em termos de produtividade futura como em termos de risco de sanção do poder público. Mas, ainda assim, a pesca lhe é mais produtiva do que a atividade alternativa.

Nesse caso,  $y = 0$  e  $(a - \beta - \pi\theta)$  desempenha o papel de  $a$  na primeira solução, ou seja:

$$x = \frac{c}{c + d}, \quad y = 0, \quad L = \frac{d}{c + d} \quad (10)$$

Em conclusão, a proibição com sanção, em caso de ser pego pescando em período proibido, adicionada ao entendimento por parte do pescador de que pescar nesse período também reduz, por si só, a produtividade da pesca, induz mais incentivo ao controle da pesca.

#### 5.4 Modelo 4: Com seguro-defeso

Nesse caso, além da autoridade pública proibir e sancionar a pesca irregular, adicionalmente, paga ao pescador um seguro-defeso no valor  $SD$ . No entanto, se o pescador for pego pescando, então não apenas receberá a sanção como também perderá o acesso ao seguro-defeso. A probabilidade de ele ser pego pescando é equivalente à proporção do tempo dedicado ilegalmente à pesca. Portanto, o problema do pescador passa a ser expresso da forma abaixo. Considere  $SD_0 = SD_1 = SD$ . Eles correspondem todos ao seguro-defeso, e os índices 0 e 1 são incluídos apenas para melhor se identificar os diferentes incentivos trazidos pelo seguro-defeso:  $SD_0$  é o benefício que se recebe simplesmente por se declarar pescador; já  $SD_1$  é o benefício que se deixa de receber quando se é pego pescando ilegalmente, ou seja,  $\pi SD_1 x$  o reflete o custo de oportunidade esperado da pesca ilegal no que diz respeito à perda do seguro-defeso.

$$\begin{cases} \max_{x,y,L} & [(a - \beta - \pi(\theta + SD_1))x + by + SD_0]^c L^d \\ \text{s. a} & x + y + L = 1 \end{cases} \quad (11)$$

Novamente, duas situações devem ser consideradas.

Situação 1:  $a - \beta - \pi(\theta + SD_1) < b \quad \Leftrightarrow \quad a < b + \beta + \pi\theta + \pi SD_1$

Nesse caso, os custos da pesca em período de reprodução incluem aqueles já discutidos e a perda do seguro-defeso. Os custos são suficientes para fazer com que o pescador deixe de pescar nesse período e se dedique à atividade alternativa  $y$ , ou seja,  $x = 0$ . Nesse caso, seu problema se reduz a:

$$\begin{cases} \max_{x,L} & [by + SD_0]^c L^d \\ \text{s. a} & y + L = 1 \end{cases} \quad (12)$$

Substituindo  $L = 1 - y$ , o problema se reduz a:



$$\max_x [by + SD_0]^c (1 - y)^d \quad (13)$$

Trata-se novamente de um problema de otimização convexa, cuja condição de primeira ordem leva à seguinte solução<sup>59</sup>.

$$y = \frac{c}{c + d} - \left(\frac{d}{c + d}\right) \frac{SD_0}{b} < \frac{c}{c + d} \quad (14)$$

$$L = \frac{d}{c + d} \left(1 + \frac{SD_0}{b}\right) > \frac{d}{c + d} \quad (15)$$

Note, neste caso, a presença do seguro-defeso. Ele garante uma fonte de renda sem necessidade de trabalho e envia o equilíbrio entre lazer e trabalho na direção de dedicar mais tempo ao lazer e menos tempo ao trabalho.

Situação 2:  $a - \beta - \pi(\theta + SD_1) \geq b \quad \Leftrightarrow \quad a \geq b + \beta + \pi\theta + \pi SD_1$

Nesse caso, o pescador continua pescando ilegalmente. É mais interessante para o pescador continuar pescando, ainda que ele corra risco de ser pego, pagar multa e perder o seguro-defeso. Então,  $y = 0$ .

Seja  $A = a - \beta - \pi(\theta + SD_1)$ , então o problema do pescador pode ser reescrito como:

$$\begin{cases} \max_{x,L} [Ax + SD_0]^c L^d \\ \text{s. a.} \quad x + L = 1 \end{cases} \quad (16)$$

Substituindo  $L = 1 - x$ , o problema se reduz a:

$$\max_x [Ax + SD_0]^c (1 - x)^d \quad (17)$$

Trata-se novamente de um problema de otimização convexa, cuja condição de primeira ordem leva à seguinte solução<sup>60</sup>.

$$x = \frac{c}{c + d} - \left(\frac{d}{c + d}\right) \frac{SD_0}{a - \beta - \pi(\theta + SD_1)} < \frac{c}{c + d} \quad (18)$$

---

<sup>59</sup> CPO:  $cb(by + SD_0)^{c-1}(1 - y)^d - d(by + SD_0)^c(1 - y)^{d-1} = 0 \Rightarrow cb(1 - y) = d(by + SD_0) \Rightarrow cb - cby = dby + dSD_0 \Rightarrow cb - dSD_0 = (c + d)by \Rightarrow y = \frac{c}{c + d} - \left(\frac{d}{c + d}\right) \frac{SD_0}{b}$

<sup>60</sup> CPO:  $cA(Ax + SD_0)^{c-1}(1 - x)^d - d(Ax + SD_0)^c(1 - x)^{d-1} = 0 \Rightarrow cA(1 - x) = d(Ax + SD_0) \Rightarrow cA - cAx = dAx + dSD_0 \Rightarrow cA - dSD_0 = (c + d)Ax \Rightarrow x = \frac{c}{c + d} - \left(\frac{d}{c + d}\right) \frac{SD_0}{A}$

$$L = \frac{d}{c+d} \left( 1 + \frac{SD_0}{a - \beta - \pi(\theta + SD_1)} \right) > \frac{d}{c+d} \quad (19)$$

Note que, neste caso, o seguro-defeso também envia o equilíbrio entre lazer e trabalho na direção de dedicar mais tempo ao lazer e menos tempo ao trabalho. Isso acontece porque ele garante uma fonte de renda sem necessidade de trabalho.

## 5.5 Conclusão

Vale notar os dois diferentes papéis desempenhados pelo seguro-defeso em termos dos incentivos gerados. Primeiro, lembre-se que  $SD_0 = SD_1 = SD$  e que:

- $SD_0$  representa o benefício pecuniário que recebe sem trabalhar. Ao receber esse benefício, o SD envia a decisão do pescador no sentido do Lazer. Lazer se torna mais escasso. O resultado final dessa via é reduzir o tempo total dedicado ao trabalho;
- $SD_1$  é o benefício que se deixa de receber quando se é pego pescando ilegalmente (custo de perder o benefício).

Então, percebe-se que na comparação que determina se o pescador irá ou não pescar ilegalmente, apenas importa o termo  $SD_1$ : quanto maior for  $SD_1$ , menor será a chance de o pescador incorrer na atividade ilegal de pesca em período de reprodução.

Já o termo  $SD_0$  envia o equilíbrio (*trade-off*) entre lazer e trabalho, na direção do lazer: quanto maior for  $SD_0$ , maior será o tempo do pescador dedicado ao lazer e menor será o tempo dedicado ao trabalho.

A separação dos dois incentivos gerados pelo seguro-defeso nos permite melhor analisar, sob o ponto de vista do desenho de mecanismos, o funcionamento dessa política.

Como  $SD_1$  nada mais é que um custo adicional para o pescador que escolhe atividade ilegal, sua presença reduz o incentivo que esse pescador tem de pescar em período proibido. Portanto, quanto maior for esse custo, mais efetiva a política será no sentido de coibir a pesca ilegal.

Por outro lado, como  $SD_0$  é um benefício que se recebe independentemente da atividade de trabalho, ele torna o lazer mais interessante, reduzindo o tempo que o pescador dedicará ao trabalho. Esse maior tempo dedicado ao lazer pode resultar, por exemplo, em maior consumo por parte do pescador. Isso pode, por sua vez, induzir maior crescimento em outros setores da

economia local, um fenômeno parecido com o efeito da aposentadoria rural sobre as comunidades mais pobres do país.

Suponha agora que o objetivo do governo seja coibir a pesca ilegal, mas, ao mesmo tempo, não reduzir o tempo que o pescador dedica ao trabalho. Então, seria mais efetivo, e também mais econômico para o Estado, separar  $SD_0$  de  $SD_1$ , escolhendo  $SD_0 = 0$  e ao mesmo tempo escolhendo  $SD_1 > 0$ , suficientemente elevado.

Naturalmente, isso não pode ser feito com uma política de seguro-defeso. Mas pode sim ser feito se o seguro-defeso for cancelado e, conjuntamente, for aumentada fortemente a punição para o infrator em termos de multas mais elevadas (o termo  $\theta$  aumentado para  $\bar{\theta} > \theta$ ) e em termos de maior fiscalização (o termo  $\pi$  aumentado para  $\bar{\pi} > \pi$ ), de forma que o novo valor de  $\bar{\pi}\bar{\theta}$  viesse a corresponder ao antigo valor do termo  $\pi(\theta + SD_1)$ .

Para concluir a presente análise teórica dos incentivos associados ao seguro-defeso, observe que todas as comparações feitas nos diferentes casos dependem essencialmente da magnitude da diferença  $a - b$ , que é um número não negativo, relativamente aos demais parâmetros do modelo:  $\beta, \pi, \theta, SD_1$ .

Lembre agora que  $a$  representa a produtividade bruta da pesca para o pescador, e  $b$  representa sua produtividade na atividade alternativa, que pode ser, por exemplo, trabalhar na indústria da pesca ou em outra atividade local. Naturalmente, os parâmetros  $a$  e  $b$  dependem de cada pescador.

Suponha, portanto, que para cada pescador  $i$  existe um valor pessoal da diferença  $a - b > 0$ , que denota-se por seu tipo  $t_i$ . Suponha, ainda, que os tipos dos pescadores nessa sociedade estejam distribuídos em um intervalo não negativo  $T = (0, \lambda)$ ,  $\lambda > 0$ , segundo a função de distribuição de probabilidades  $F(\cdot)$ . Então,  $F(t) = \text{Prob}[t_i < t]$  é a probabilidade de o tipo do pescador ser menor (ou igual) a  $t$ . Seja ainda  $f(t) = F'(t)$  a função densidade de probabilidades correspondente.

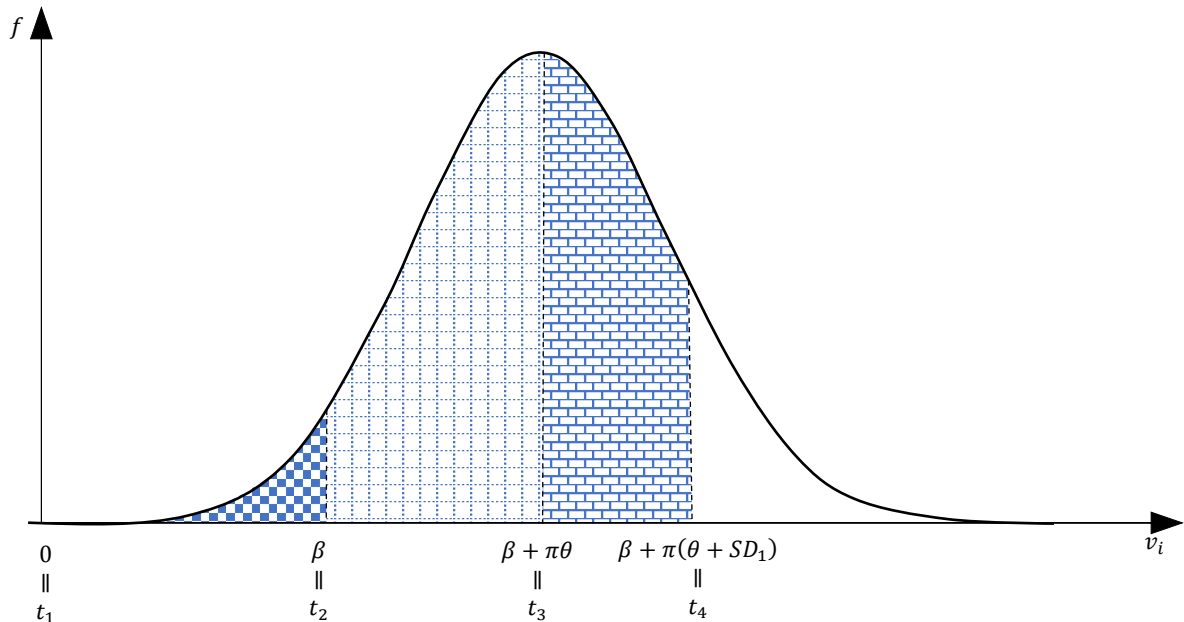
O Gráfico 4.3 representa de forma genérica a função de densidade de probabilidades  $f(\cdot)$  distribuída no conjunto de tipos  $T$ , bem como os parâmetros relevantes do modelo. Seja  $P_i$  a probabilidade de um pescador qualquer decidir não pescar em período de reprodução dos peixes, dadas as hipóteses do modelo  $i, i = 1, 2, 3, 4$ . Alternativamente,  $P_i$  pode ser visto como o percentual de pescadores nessa sociedade que decide não pescar em período de reprodução, dadas as hipóteses do modelo  $i, i = 1, 2, 3, 4$ . Então tem-se:

$$0 = P_1 = F(0) < P_2 = F(\beta) < P_3 = F(\beta + \pi\theta) < P_4 = F(\beta + \pi(\theta + SD_1)) \quad (20)$$

Portanto, em uma sociedade em que os pescadores não percebem os efeitos negativos da pesca em período de reprodução e não há presença do Estado, nenhum pescador se privará de pescar nesse período:  $P_1 = F(0) = 0$ . O percentual de pescadores que se absterá de pescar nesse período aumenta à medida que os habitantes percebem os prejuízos ( $P_2 = F(\beta) > 0$ ), que há punição do Estado pela pesca proibida ( $P_3 = F(\beta + \pi\theta) > P_2$ ), e que é introduzido o seguro-defeso ( $P_4 = F(\beta + \pi(\theta + SD_1)) > P_3$ ).

Nota-se que quanto maiores forem  $\beta, \pi$  e  $\theta$ , maiores serão as proporções de pescadores se privando da pesca proibida. Em particular, se  $\pi$  e  $\theta$  forem suficientemente elevados, então é possível que  $P_3 = F(\beta + \pi\theta) = 1$ , garantindo a total eficiência da proibição e tornando o seguro-defeso desnecessário. Mesmo no caso em que  $F(\beta + \pi\theta) < 1$ , se  $\pi$  e  $\theta$  forem bastante elevados, será pequena a proporção de pescadores que decidirão descumprir a proibição, mesmo na ausência de seguro-defeso. Em período de restrição orçamentária, como o que estamos vivendo atualmente, esse resultado pode ser particularmente relevante.

Gráfico 4.3 – Distribuição do tipo  $t_i$  dos pescadores e parâmetros do modelo



Fonte: Elaboração própria.

## **6 BASE DE DADOS E METODOLOGIA**

O principal motivo para não existir estudo de impacto sobre esse tipo de política é a dificuldade de reunir e relacionar (i) as estatísticas de produção de diferentes espécies; (ii) o período de proibição de pesca de cada espécie; e (iii) os pagamentos de seguro-defeso em termos de região e espécie. Assim, o presente estudo realiza essa tarefa, utilizando três bases de dados primárias: produção de pesca, regulamentos do governo de proibição de pesca e informações sobre o pagamento do seguro-defeso.

A base de dados de produção pesqueira, também conhecida como estatística pesqueira, especifica as toneladas capturadas, classificando em pesca artesanal ou industrial, em pesca continental ou marinha. As informações foram coletadas e organizadas por projetos regionais, que em maioria são decorrentes de condicionalidades de compensação ambiental exigidas pelo Ibama (Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis) no processo de licenciamento ambiental.

Os dados são municipais, com periodicidade mensal, o que possibilita separar quando a pesca é permitida e quando ela é proibida, por espécie. As diversas fontes de dados e especificações são apresentadas na Tabela 4.4.

Tabela 4.4 – Resumo da base de dados sobre produção de pesca utilizada na parte empírica

ITENS/UF	PR	SE E BA	RS	SC	SP
<b>Período</b>	Out/2016 Dez/2017	Jan/2010 Dez/2013	Jan/2002 Dez/2016	Jan/2001 Dez/2017	Jan/2001 Dez/2017
<b>Artesanal x Industrial</b>	A & I	A	A & I	I	A & I**
<b>Marinha x Continental</b>	M & C	M & C	M & C	M & C	M & C
<b>Nº de municípios</b>	6	10 (SE) e 2 (BA)	1* (Região)	7	16
<b>Fonte</b>	Fundepag	Thome-Souza, et al. (2012, 2013, 2014a e 2014b).	CEPERG/Ibama (2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2011a, 2011b e 2012). FURG (2014a, 2014b, 2015, 2016a, 2016b e 2017).	Univali	Instituto de Pesca (SP)

Fonte: Elaboração própria.

Municípios. PR: Antonina, Guaraqueçaba, Guaratuba, Matinhos, Paranaguá, Pontal do Paraná. SE: Aracaju, Barra Dos Coqueiros, Brejo Grande, Estância, Indiaroba, Itaporanga D'ajuda, Pacatuba, Pirambu, Santa Luzia Do Itanh e São Cristóvão. BA: Conde e Jandaíra. RS (\*): Lagoa dos Patos (Região). SC: Florianópolis, Governador Celso Ramos, Itajaí, Laguna, Navegantes, Passo de Torres e Porto Belo. SP: Bertioga, Cananéia, Caraguatatuba, Cubatão, Iguape, Ilha Comprida, Ilhabela, Itanhaém, Mongaguá, Peruíbe, Praia Grande, Santos, São Sebastião, São Sebastião, São Vicente e Ubatuba. (\*\*) A Base de dados de São Paulo originalmente não possui separação de pesca industrial e artesanal. Essa separação foi construída<sup>61</sup> nas publicações dos relatórios técnicos da Petrobras (2017a, 2017b e 2018) do Projeto de Monitoramento da Atividade Pesqueira na Bacia de Santos PMAP-BS do segundo semestre de 2016 e do ano de 2017.

Como a coleta do banco de dados não é do governo, a desvantagem é a falta de padronização na identificação das espécies. O ponto positivo é a redução do erro de medição da amostra, devido a não omissão de informações quando os dados são coletados durante o *closed season*. Para reduzir a desvantagem, padronizei os nomes e juntei espécies semelhantes sob uma identificação. Elas eram mais de mil espécies e passaram para cerca de 200. Isso gera uma identificação menos precisa sobre o nome científico, mas minimiza a existência de zeros no banco de dados e mitiga possíveis erros de classificação de espécies semelhantes pelo observador da amostra.

Para tanto, elaborei dois dicionários de nomes vulgares e nomes científicos disponibilizados em cada base de dados. Os dicionários foram criados com base nas publicações do Ibama até 2007 e nos estudos de Barbosa e Nascimento (2009) e Barbosa e Ferraz (2009). As descrições dos

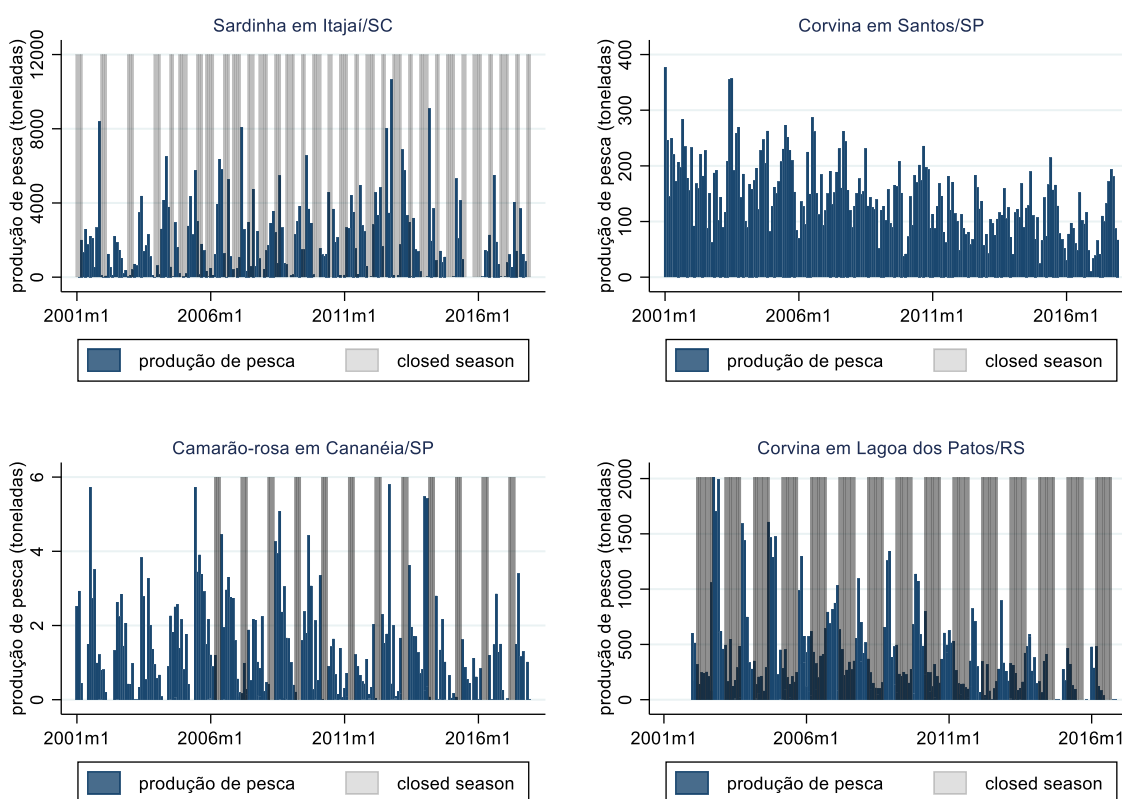
<sup>61</sup> Pesca nos municípios de Bertioga, Caraguatatuba, Cubatão, Iguape, Ilha Comprida, Itanhaém, Mongaguá, Peruíbe, Praia Grande, São Sebastião e São Vicente foi classificada como 100% Artesanal. Nos municípios de Cananéia, Ilhabela, Santos e Ubatuba, foram classificadas como pesca industrial as que se enquadravam em um dos seguintes filtros: (i) espécie era "Polvo", "Goete", "Pescada-branca", "Roncador", "Cabrinha" ou "Palombeta"; (ii) aparelho de pesca era "parelha", "espinhel-de-superfície-oceânico", "espinhel-de-superfície-costeiro", ou "covo-polvo"; (iii) espécie era "Camarão-rosa" e aparelho de pesca era "arrasto-duplo"; ou (iv) espécie era "Sardinha-verdadeira" e aparelho de pesca era ou "cerco" ou "cerco-flutuante".

dicionários das espécies, seus nomes vulgares e científicos, e a organização e agrupamento das espécies consideradas semelhantes estão no APÊNDICE D.

Sobre a base de normativos de proibição de pesca, pesquisei os normativos editados entre 2001 e 2017, identificando os municípios, as espécies e os períodos de proibição, e relacionando essas informações com a base de produção de pesca.

Quanto à base de dados de pagamentos, o governo brasileiro mensalmente divulga os microdados dos pagamentos desse programa por meio do site da transparência do governo federal. Essas informações são oriundas do extinto Ministério do Trabalho (MTE). Esse estudo utiliza essas informações advindas do site da transparência, associadas com algumas informações do MTE a respeito da localização da região onde ocorre a pesca, o que torna o critério de localização mais apurado. Ademais, as informações entre 2002 e 2010 foram obtidas diretamente do MTE.

O Gráfico 4.4 mostra quatro exemplos de produção de peixes e *closed season*. A maior parte da produção ocorre em *open season*. No gráfico, há exemplos de aumento de intensidade de períodos de *closed season* (sardinha), início de proteção após a coleta da base de dados (camarão-rosa), e espécie protegida em uma região e não protegida em outra (corvina).

Gráfico 4.4 – Quatro exemplos de produção pesqueira e *closed season*

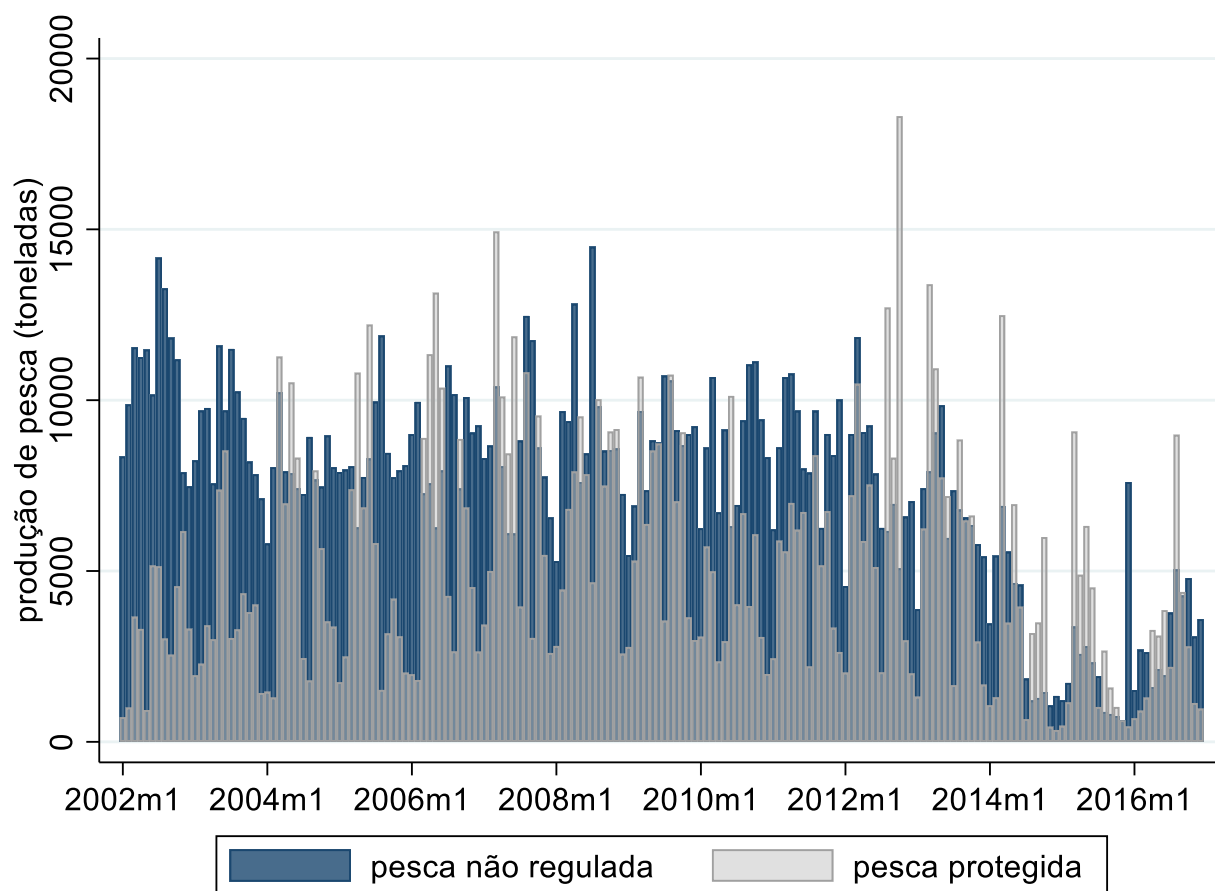
Fonte: Elaboração própria.

Camarão-rosa denota as espécies *Penaeus paulensis*; *Penaeus brasiliensis* e *Penaeus subtilis*. Corvina denota as espécies *Micropogonias furnieri* e *Argyrosomus regius*. Sardinha denota as espécies *Sardinella brasiliensis*; *Harengula clupeiola* e *Opisthonema oglinum*.

No Gráfico 4.5, a produção de espécies não protegidas em geral é maior que a produção de espécies protegidas. Isso ocorre porque existem mais espécies não reguladas do que protegidas. No banco de dados, as não reguladas representam 85% das observações. Os dois tipos possuem picos no decorrer do tempo, mas as espécies protegidas possuem picos mais elevados em relação à produção normal. Por fim, observa-se que a produção diminuiu entre 2014 e 2016 para ambos os tipos de regulação. Isso ocorreu porque os dados do estado de Santa Catarina foram parcialmente descontinuados. Com isso, todos os modelos de regressão são controlados por *dummies* de tempo mensais com o propósito de evitar que as estimativas sejam contaminadas por esse evento amostral.

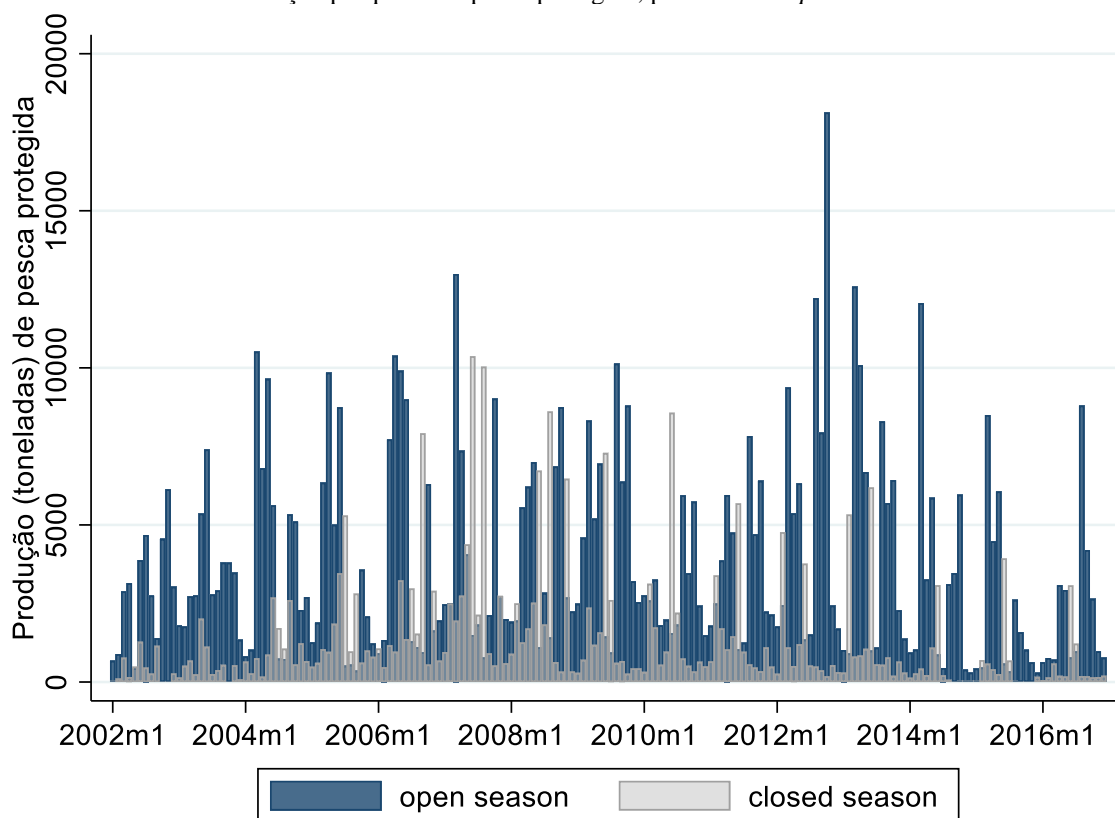


Gráfico 4.5 – Produção pesqueira por tipo de regulação – 2002-2016



Fonte: Elaboração própria.

O Gráfico 4.6 analisa somente a produção de pesca das espécies protegidas, quando em *closed season* e *open season*. A maior parte da produção de pesca ocorre no *open season*. Porém, também existem picos de pesca em períodos proibidos.

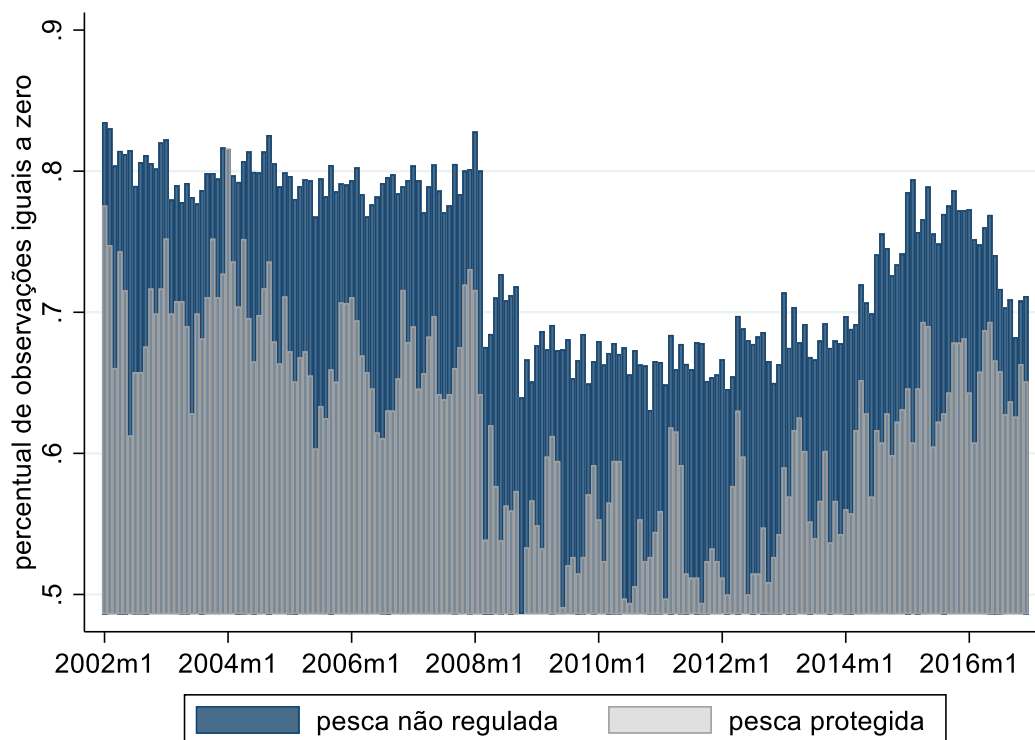
Gráfico 4.6 – Produção pesqueira da pesca protegida, por *closed* e *open season* - 2002-2016

Fonte: Elaboração própria.

Cerca de 70% das observações de produção são iguais a zero. Isso ocorre porque as fontes das informações originais somente reportavam a produção maior que zero. Assim, ao criar um formato de dados em painel, não considerei a falta de informações como *missings* e a contabilizei como zero.

De acordo com Zuur et al. (2009), a alta incidência de zeros pode ser por motivos estruturais, também chamados de zeros reais, ou por um erro de desenho amostral ou erro de identificação das espécies. Minimiza-se o erro de identificação ao juntar espécies semelhantes. Os zeros reais tendem a ocorrer quando as espécies protegidas estão em *closed season*, ou seja, em virtude da proibição, os pescadores escolhem uma *corner solution* e decidem não pescar. Os zeros de erro de desenho amostral ocorrem porque a janela de observação é mensal e esse pode ser um curto período para observar a pesca de algumas espécies. Como a pesca não regulada possui maior diversidade de espécies, existe uma chance superior de incidência de zeros provenientes de erros de desenho amostral. O Gráfico 4.7 mostra que a quantidade de zero é superior para as espécies não reguladas.

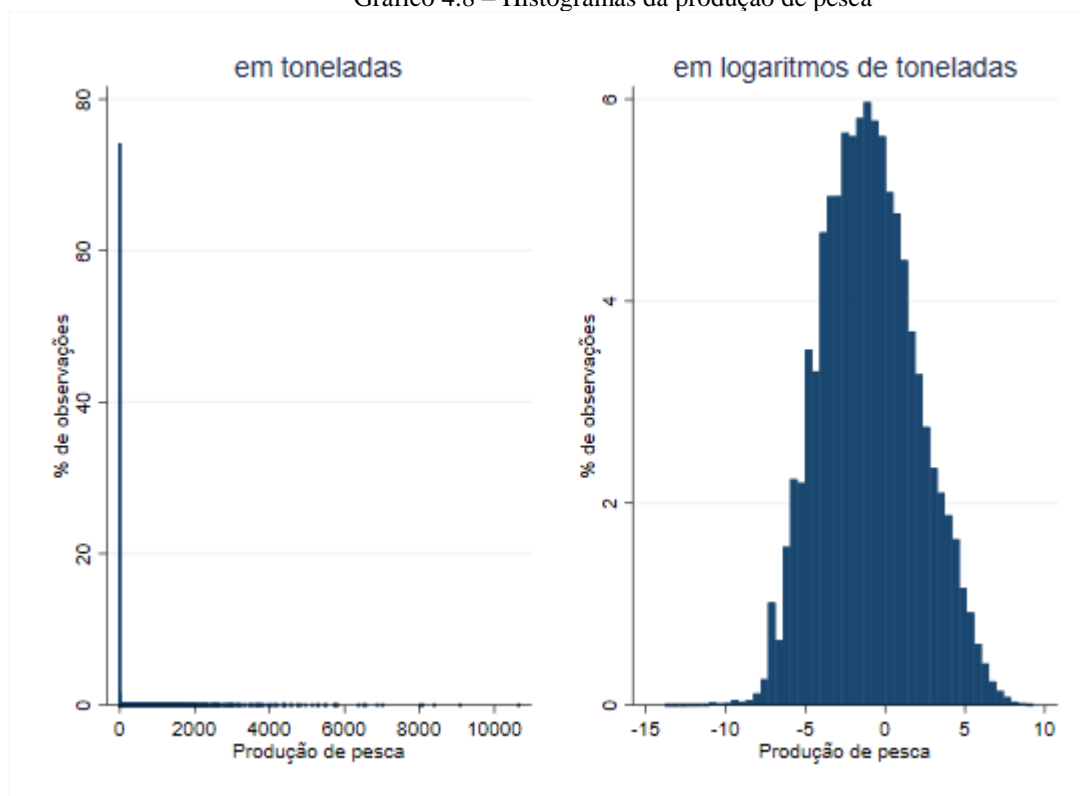
Gráfico 4.7 – Percentuais de observações iguais a zero na produção de pesca, por tipo de regulação - 2002-2016



Fonte: Elaboração própria.

O Gráfico 4.8 apresenta os histogramas da produção de pesca em toneladas e logaritmos de toneladas. Neste último, as observações iguais a zeros são excluídas pela transformação logarítmica e a distribuição se assemelha a um formato simétrico, próximo a uma distribuição normal.

Gráfico 4.8 – Histogramas da produção de pesca



Fonte: Elaboração própria.

Assim, a variável dependente pode ser classificada como *corner solution*, onde a alta incidência de zeros pode ocorrer em virtude da escolha de não pescar a espécie protegida; ou censurada, por não ser possível identificar pelo desenho amostral a incidência de produção em alguns meses. Em casos como esse, em que a variável dependente é limitada, métodos estatísticos de regressão apropriados são os modelos Tobit, zero inflados e *two-part*.

O modelo Tobit assume que a função de seleção (que escolhe se ocorrerá ou não a pesca) e a função de quantidade latente (que modela a quantidade de pesca) possuem as mesmas variáveis e os mesmos efeitos relativos entre as variáveis, e que o erro da função de quantidade latente é normal. A hipótese de homocedasticidade pode ser relaxada pela robustez de estimação do tipo do erro-padrão dos coeficientes. Como a variável com transformação logarítmica teve uma distribuição semelhante a uma normal, este estudo utiliza um modelo Tobit com transformação logarítmica. Para realizar a transformação em log, realiza-se o procedimento explicado por Cameron e Trivedi (2009, p. 532)<sup>62</sup>, que evita a exclusão das observações iguais a zero.

<sup>62</sup> Nesse procedimento, chamado pelos autores de “*Trickng to handle log transformation*”, as observações iguais a zero possuem um valor em logaritmo igual ao menor valor positivo de  $y$ , subtraído por uma quantidade de 0.0000001.

Os modelos zero inflados e os modelos *two-part* estimam a função de seleção e a função de quantidade latente separadamente, podendo diferenciar as variáveis e permitir efeitos diferentes das variáveis nas duas funções. Os modelos de zero inflados não utilizam uma função de distribuição truncada na segunda parte. Assim, eles buscam incorporar o efeito de zeros reais dentro da estimação. Todavia, os modelos de zero inflados utilizam distribuição de Poisson e Binomial Negativa, que são apropriados às variáveis dependentes discretas (*count*). Como a produção de pesca é uma variável contínua, este estudo não utiliza esse tipo de modelo.

De acordo com Zuur et al. (2009), os modelos *two-part* (2P) utilizam uma função de distribuição truncada na função de quantidade latente ou uma distribuição que não aceite valores iguais a zero. O APÊNDICE F deste estudo apresenta as estimativas dos modelos *two-part*. A primeira parte foi estimada pelo modelo Logit e a segunda parte por máxima-verossimilhança da variável dependente com transformação logarítmica.

Os modelos Tobit e *two-part* podem ser representados como:

$$Produção_{i,t} = \max\{0; Produção_{i,t}^*\}$$

$$Produção_{i,t}^* = \beta_0 + \beta_1 Closed\_season_i + \beta_2 Tratamento_{i,t} + \beta_3 Marinha_i + \beta_4 Desembarques_{i,t} + \beta_5 Artesanal_{i,t} + \beta_6 \ln(SD_{i,t}) + I.mês_t + u_{i,t} \quad (21)$$

Adicionalmente, este estudo analisa estimações em painel por efeitos fixos, para estimar o efeito das políticas de *closed season* e seguro-defeso. Essa metodologia consegue obter estimativas equivalente às medidas de Diferenças em Diferenças, e é apropriada a um banco de dados como este, onde o início e a duração do tratamento é diferente para cada espécie protegida. O modelo com efeitos fixos pode ser representado por:

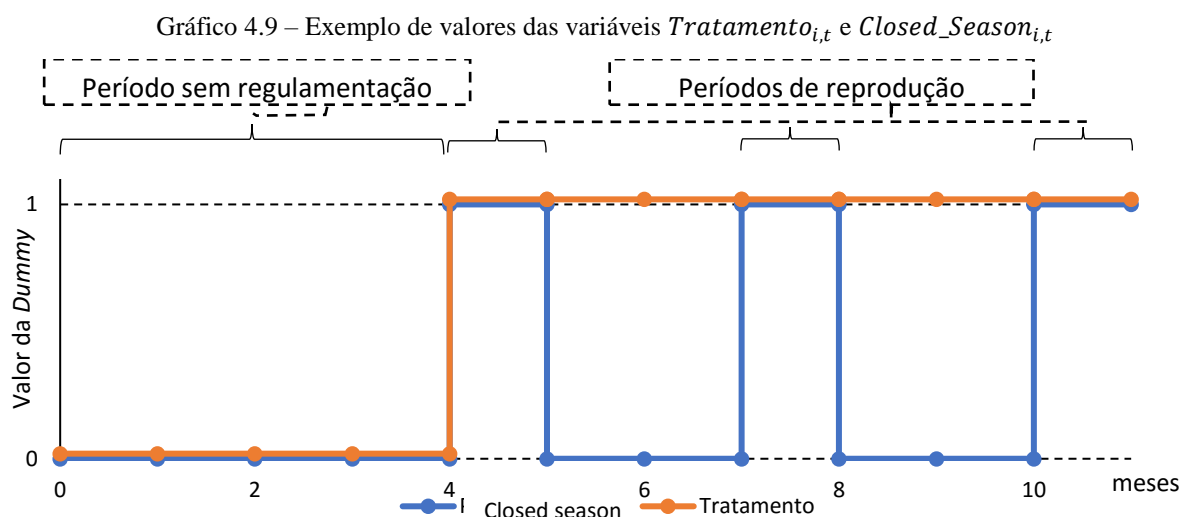
$$Produção_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Closed\_season_i + \alpha_2 Tratamento_{i,t} + \alpha_3 Desembarques_{i,t} + \alpha_4 \ln(SD_{i,t}) + I.mês_t + c_i + u_{i,t} \quad (22)$$

Nas duas equações 21 e 22, a unidade de observação “*i*” é a junção de *espécie + município*. “*t*” representa o mês da observação. *I.mês<sub>t</sub>* representam *dummies* mensais e controlam os efeitos fixos mensais. Na equação 22, *c<sub>i</sub>* representa o efeito fixo de “*i*”, invariante no tempo.

O objetivo deste experimento é estimar os efeitos das variáveis *Closed\_season<sub>i,t</sub>*, *Treatment<sub>i,t</sub>* e *SD<sub>i,t</sub>*. As demais variáveis são incluídas como controle. Como a equação 22 controla por efeitos fixos, as variáveis de controle constantes no tempo foram retiradas da equação.

$Closed\_season_{i,t}$  representa o período de proibição da pesca. Caso seu coeficiente seja negativo, ele estima uma possível queda na pesca durante o período de proibição. A variável  $Tratamento_{i,t}$  é construída da variável  $Closed\_season_{i,t}$ . Se a variável  $Closed\_season_{i,t}$  tiver um valor igual a 1 durante pelo menos 12 meses, então  $Tratamento_{i,t}$  é igual a 1, caso contrário ela é 0.

Assim,  $Tratamento_{i,t}$  representa que a espécie está sendo tratada pela política de proibição de pesca, ainda que os meses estejam fora do período de reprodução. Seu coeficiente captura o efeito das políticas de proibição com o passar do tempo. Se as proibições são respeitadas, com o passar do tempo, espera-se que a produção de peixes aumente e o objetivo dessa variável é capturar esse crescimento. O Gráfico 4.9 ilustra a relação entre as variáveis  $Tratamento_{i,t}$  e  $Closed\_season_{i,t}$ .



Fonte: Elaboração própria.

$SD_{i,t}$  representa a política de pagamento de seguro-defeso. Essa variável é igual à quantidade de beneficiários naqueles municípios e para uma determinada espécie. No APÊNDICE F, utilizo também o logaritmo do valor de pagamentos recebidos por esses beneficiários. Transformei *missings* desses logaritmos em iguais a zero. Essa transformação representa a adição de pagamentos com valores iguais a R\$ 1 para aquele município e espécie, ou seja, valores irrisórios e podem ser interpretados como ausência da política. Essa transformação auxilia na interpretação e não causa problemas na estimativa.

$Landings_{i,t}$  denota a quantidade de embarcações entrevistadas na amostra que coletou as informações de produção pesqueira. Ela tem o sentido de capturar uma *proxy* do esforço pesqueiro e do tamanho da capacidade da amostra em coletar informações. Essa variável é utilizada como controle nas regressões. A primeira parte Logit do modelo *two-part* não inclui essa variável por problemas de convergência.

A variável  $Artesanal_{i,t}$  denota se a produção pesqueira foi decorrente de pescadores artesanais ou de pescadores que trabalham para a pesca industrial. Pela lei da pesca (Lei nº 11.959/2009), as pescas artesanal e industrial se distinguem principalmente pela relação de trabalho à bordo. Se os pescadores são empregados ou trabalham em regime de parceria por cotas-partes, a pesca é industrial, independente do porte da embarcação. Todos os barcos com mais que 20 metros de arqueação bruta, mesmo que o trabalho a bordo seja feito em regime de economia familiar, são considerados industriais.

A variável  $Marinha_i$  denota se a espécie vive em ambiente marinho ou continental.

Destaco, também, a importância de controle das variáveis de tempo, espécie e município. No Gráfico 4.5, houve uma descontinuidade parcial na amostra do estado de Santa Catarina independentemente do tipo de regulação de pesca. O controle das *dummies* mensais de tempo tem o propósito de que as estimativas não capturem esse evento amostral. As variáveis de espécie e de municípios controlam as características das espécies e das regiões que são invariantes no tempo.

Por fim, utiliza-se a metodologia de *propensity score matching* (PSM<sup>63</sup>) para buscar comparar espécies semelhantes, em regiões semelhantes, nos grupos de controle e tratamento. Para isso, este estudo inicialmente estima o PSM do modelo probit, onde a variável dependente é a condição de tratamento das espécies tratadas naquele município em algum momento no tempo. As variáveis explicativas são invariantes no tempo. Assim, esse procedimento assume a hipótese de que a escolha do tratamento da política de *closed season* é baseada em variáveis que não mudam com o tempo. Essa hipótese foi importante para definir um único modelo de probabilidade de características observáveis aplicável aos dados longitudinais. O modelo probit é definido a seguir.

---

<sup>63</sup> O procedimento de seleção do PSM não incluiu reposição. A espécie controle foi selecionada com base em *scores* de propensão mais próximo dos *scores* das espécies tratadas.

$$Prob(Tratamento | X) = F(\beta_0 + \beta_1 Artesanal + \beta_2 Marinha + \beta_3 Dummies\_Famílias + \beta_4 Dummies\_UF + u) \quad (22)$$

Onde  $F(\cdot)$  é a função acumulada normal.

O PSM<sup>64</sup> permite selecionar grupos de tratamento e controle com características semelhantes, e depois testar se a produção aumentou ou diminuiu para as espécies tratadas. Utiliza-se três modelos de PSM: conjuntamente com artesanal e industrial, somente artesanal e somente industrial. Seus resultados são apresentados no APÊNDICE B. Após as estimativas desse modelo, calculam-se as diferenças de médias de variáveis utilizadas. Esses testes são apresentados na Tabela 4.5.

Tabela 4.5 – Diferenças de médias e a composição do grupo de tratados e controles após o procedimento de *propensity score matching*, realizado com 3 grupos: artesanal e industrial, somente artesanal e somente industrial

Variáveis	Artesanal e Industrial			Artesanal			Industrial		
	T	C	≠	T	C	≠	T	C	≠
UF	34,019	34,777	-0,758 (-1,61)	33,695	33,718	-0,023 (-0,05)	42,143	42,143	0
Família	56,112	52,359	3,753 (1,28)	54,305	54,864	-0,559 (-0,18)	33,143	33,143	0
Marinha	0,84466	0,86893	-0,024 (-0,7)	0,84181	0,84746	-0,006 (-0,15)	1	1	0
Nº									
Espécies	179	209	388	177	128	305	15	17	32

Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são t-student. T = Tratado; C = Controle. Legenda: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. A quantidade de espécies no corte “Artesanal e Industrial” não representa a soma dos cortes “Artesanal” e “Industrial” separadamente. Isso ocorre porque a quantidade de espécies pareadas é independente entre os cortes e representa o número de espécies semelhantes de acordo com *propensities score* estimados separadamente em cada corte.

As diferenças de médias foram sem significância para as variáveis observáveis constantes no tempo entre os grupos de tratados e controles. No PSM industrial, a quantidade de amostra pareada foi reduzida. Somente 15 espécies tratadas e 17 de controle. Como os tratados e os controles têm exatamente a mesma composição de características observáveis, não houve variação entre os grupos e os testes de hipóteses do teste de média foram inviabilizados. A análise de suporte comum está apresentada no APÊNDICE B. Nela, observam-se *propensity*

<sup>64</sup> O procedimento de seleção do PSM foi sem reposição, escolhendo a espécie controle com valores de *propensity score* mais próximos da espécie tratada. Posteriormente, os meses característicos de proibição de cada espécie tratada foi atribuído a sua espécie controle pareada.

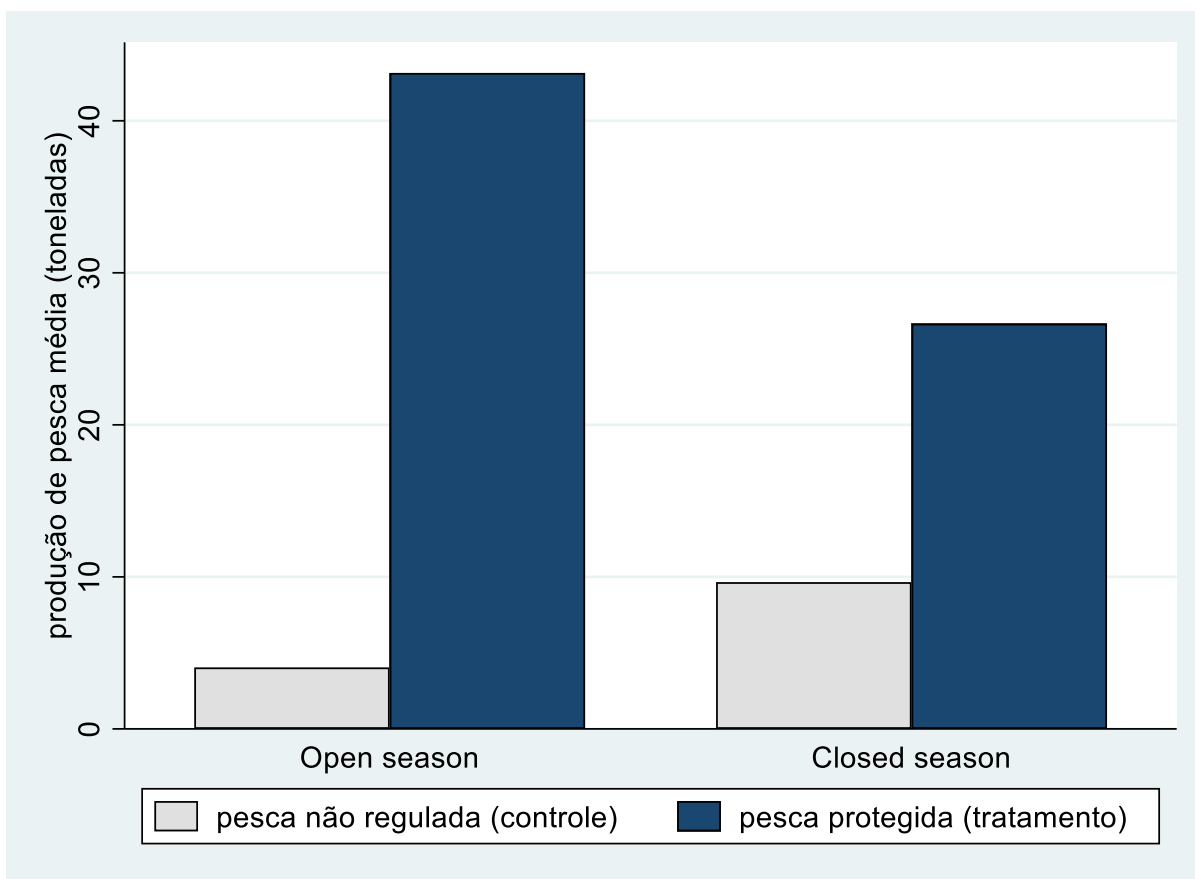


*score* muito próximos entre os tratados e controles para os modelos conjuntos e somente artesanal. Mas para o modelo somente industrial, o suporte comum ficou um pouco prejudicado em decorrência do pequeno número de tratados e controles. Aceitou-se uma variação máxima de 0,2 de *score* de propensão.

## **7 RESULTADOS**

A política de *closed season* é respeitada? Qual o efeito dessa política ao longo do tempo sobre a produção pesqueira? A política de pagamento de benefício ao pescador contribui para a redução da pesca? Qual o efeito indireto dessa política quando os pescadores estão proibidos de pescar? Todas essas perguntas são tratadas nessa seção. Mas, antes, o Gráfico 4.10 traz alguma intuição dos resultados esperados. Ele compara a produção média dentro do período de proibição, para os grupos de tratamento e controle, após a seleção por PSM.

Gráfico 4.10 – Produção pesqueira média em toneladas, após seleção por PSM



Fonte: Elaboração própria.

No Gráfico 4.10, no período de proibição, a produção cai para as espécies protegidas e aumenta para espécies não protegidas. Isso possivelmente ocorre porque os pescadores respeitam a proibição da pesca e se dedicam a capturar espécies permitidas, mesmo que não tenham tanta atratividade de consumo humano.

### 7.1 A política de *closed season* é respeitada? Qual o efeito dessa política ao longo do tempo sobre a produção pesqueira?

Inicialmente as regressões possuem somente as variáveis “*Closed\_Season*” e *Tratamento* de interesse. Todos os modelos utilizam somente os bancos de dados de SC, SP e RS, no período de 2002 até 2016, que formam um painel fortemente balanceado e representam estimativas mais confiáveis. Os primeiros dois modelos analisam todas as espécies em períodos de proibição e de permissão de pesca. Os últimos dois modelos realizam estimativas onde os grupos de

controle e tratamento possuem espécies semelhantes e em regiões semelhantes, durante o período de pesca aberta.

Os modelos (2) e (4) utilizam a variável dependente sem transformação logarítmica e seus resultados são termos de toneladas de pesca. Ao passo que os modelos (1) e (4) são modelos Tobit sobre logaritmo da pesca e seus coeficientes não possuem interpretação direta dos efeitos marginais das variáveis sobre a pesca. Eles permitem interpretar se a pesca aumentou ou diminuiu.

Tabela 4.6 – Estimativas do efeito da proibição de captura sobre a produção de pesca no período de defeso

Variável dependente: Produção de pesca em toneladas	TOBIT (1)	FE (2)	PSM TOBIT (3)	PSM POLS (4)
<i>Closed Season</i>	-4,15*** (0,46)	-21,27** (9,90)		
Tratamento	6,17*** (1,38)	8,12* (3,96)	11,20*** (0,29)	15,18*** (2,02)
Controle Fixo de Tempo ( <i>dummies</i> mensais)	x	x	x	x
Espécie e Município	x		x	x
Efeitos Fixos		x		
Constante	x	x	x	x
Transformação logarítmica de Y	x		x	
Fora do tempo de defeso			x	x
N	341.640	341.640	19.470	19.470
R <sup>2</sup>		0,01		0,24
AIC	938.878	3.837.133	44.454	247.778
Robustez erro-padrão	Cluster	Cluster	White	White
E[Y  <i>Closed season</i> =0]		41,66		
E[Y Tratamento=0]		10,16		5,59

Fonte: Elaboração própria.

Obs: (1) Os valores entre parênteses são erros-padrão. (2) Variável "Tratamento" é *dummy*, onde 0 = pesca sem regulamento de defeso; 1 = existe regulamento sobre defeso. (3) Variável "*Closed Season*" é *dummy* onde 0 = *open season*; 1 = *closed season*. (4) Todas as regressões incluíram variáveis de controle com o nº de desembarques entrevistados, ln(PIB), ln(População), *dummy* se a pesca é marinha ou continental, e *dummy* se a pesca é artesanal ou industrial. (5) Todas as regressões utilizaram a base de dados dos estados de SC, SP e RS entre 2002 e 2016. (6) Os erros-padrão estimam por cluster as espécies dentro do mesmo município. Legenda: \* p<0,10; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01

Todas as estimativas são significativas e indicam que a política de *closed season* reduz a produção de pesca durante o período de proibição. Isso demonstra que a política de *closed season* imposta pelo Ibama é respeitada. O modelo (2) estima uma redução de 21,27 toneladas mensais de pesca no período de proibição. Como a média no período de pesca permitida era de 41,66 toneladas ao mês, então a produção de pesca reduziu 51% com a política de *closed season*.

Como a política possui *compliance*, ela aumenta a produção de pesca ao longo do tempo. Todas as estimativas indicam aumento de produção após as espécies serem protegidas. Pelo modelo (4), é possível analisar espécies semelhantes em regiões semelhantes somente no período de pesca permitida para as espécies protegidas e não reguladas. Esse modelo estima um aumento

de 15,18 toneladas mensais a partir do momento que as espécies são protegidas. Como a média de produção quando as espécies não são protegidas era de 5,59 toneladas, então o tratamento da proteção das espécies aumenta a produção de pesca em 2,7 vezes no período de permissão.

A redução da pesca no período de proibição (em termos de toneladas) é superior, que o aumento da pesca nos períodos de permissão. Todavia, esse resultado se inverte em termos percentuais. Isso ocorre porque a pesca em período de *open season* é elevada e reflete efeito positivo da política de proibição. Todavia, enquanto a espécie não está protegida, ela possui uma baixa média de produção e o efeito percentual do tratamento de proibição se torna elevado.

## **7.2 A política de pagamento de benefício ao pescador contribui para a redução da pesca? Existe diferença de *compliance* da política de *closed season* entre pesca artesanal e industrial?**

Para analisar essa questão, a Tabela 4.7 analisa o efeito do número de pescadores beneficiados pela política de seguro-defeso sobre a produção de pesca artesanal e industrial, separadamente. Assim como na tabela anterior, os modelos com efeitos fixos utilizam a variável dependente sem transformação logarítmica e seus resultados são termos de toneladas de pesca. Ao passo que os modelos Tobit utilizam transformação logarítmica da pesca e seus coeficientes não possuem interpretação direta dos efeitos marginais das variáveis sobre a pesca, apenas possuem a interpretação se a pesca aumentou ou diminuiu.

Os modelos Tobit estimam que a pesca artesanal obedeceu a proibição de pesca, mas pelos modelos com efeitos fixos os resultados foram sem significância e até positivo e estatisticamente significativo. Essas estimativas sugerem que a pesca artesanal possivelmente não respeita a política de proibição de pesca. A política de *closed season* teve *compliance* somente sobre a pesca industrial. Esse resultado é compreensível, uma vez que a pesca industrial está sujeita a maior rigor da fiscalização, com a necessidade de licenças para pescar e rastreamento via Satélite das embarcações. Todavia, como a Tabela 4.6 estima *compliance* da política de *closed season*, presume-se que o resultado da pesca industrial foi tão forte que afetou as estimativas de produção total de pesca no período. Esse resultado é reforçado pelo fato de a pesca industrial representar um volume muito maior do que a pesca artesanal.

Quanto à política de seguro-defeso, as estimativas significativas da pesca artesanal indicam uma redução da produção provocada pela política de pagamento de benefícios durante o *closed*

*season*. Considerando o modelo (2), a pesca diminui 19 quilos ao mês por pescador beneficiado. Sobre a pesca industrial as estimativas são inconclusivas, com efeitos positivos, negativos e sem significância. Apesar de as estimativas industriais serem inconclusivas, o simples fato de haver resultados positivos sugere fracamente que pode haver um aumento da pesca industrial em decorrência da política de seguro-defeso ao pescador artesanal, conforme resultado do modelo teórico.

Tabela 4.7 – Estimativas do efeito do Seguro-Defeso sobre a produção de pesca no período de defeso

Variável dependente: Produção de pesca em toneladas	Artesanal				Industrial			
	TOBIT (1)	FE (2)	PSM TOBIT (3)	PSM FE (4)	TOBIT (5)	FE (6)	PSM TOBIT (7)	PSM FE (8)
Closed Season	-3,84*** (0,65)	-2,04 (1,47)	-2,50*** (0,55)	0,52** (0,23)	-2,79*** (0,4)	-57,09** (24,14)	-2,68*** (0,56)	-183,90* (88,19)
Tratamento	6,48*** (1,89)	0,62 (0,36)	8,43*** (2,34)	0,16 (0,62)	2,97** (1,39)	27,74** (12,41)	18,39*** (2,37)	53,07 (112,54)
Beneficiários SD	0,0008 (0,0006)	-0,019*** (0,0042)	-0,003* (0,002)	-0,001 (0,0013)	0,0013** (0,0007)	-0,003 (0,0066)	-0,0003** (0,0002)	-0,002 (0,018)
Controle Fixo de Tempo	x	x	x	x	x	x	x	x
Espécie e Município	x		x		x		x	
Efeitos Fixos		x		x		x		x
Constante	x	x	x	x	x	x	x	x
Transformação log de Y	x		x		x		x	
N	239.400	239.400	35.280	35.280	102.240	102.240	5.760	5.760
R <sup>2</sup>		0,01		0,0091		0,066		0,23
AIC	581.809	1.909.887	90.481	259.894	288.678	1.262.577	15.467	83.874
Robustez erro-padrão	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster
E[Y Período Defeso=0]		8,54		4,34		134,90		573,52
E[Y Tratamento=0]		7,07		5,86		20,16		558,40

Fonte: Elaboração própria.

Obs: (1) Os valores entre parênteses são erros-padrão. (2) Variável "Tratamento" é *dummy*, onde 0 = pesca sem regulamento de defeso; 1 = existe regulamento sobre defeso. (3) Variável "Closed Season" é *dummy* onde 0 = *open season*; 1 = *closed season*. (4) Todas as regressões incluíram variáveis de controle com o nº de desembarques entrevistados, ln(PIB), ln(População), *dummy* se a pesca é marinha ou continental, e *dummy* se a pesca é artesanal ou industrial. (5) Todas as regressões utilizaram a base de dados dos estados de SC, SP e RS entre 2002 e 2016. (6) "Controle Fixo no Tempo" denota *dummies* mensais. Legenda: \* p<0,10; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01

## 8 CONCLUSÃO

Este estudo analisa os incentivos criados sobre os pescadores e analisa o efeito das políticas de proibição de temporadas de pesca e política de pagamento de benefícios ao pescador durante a proibição. A análise teórica encontra que a proibição de pescar associada com fiscalização e

sanção gera incentivos para redução da pesca no período de reprodução. Teoricamente, o seguro-defeso reforça esse efeito de redução de pesca no período de reprodução, pois aumenta a sanção aplicável. Portanto, caso o pescador seja fiscalizado pescando ilegalmente, ele pode sofrer a sanção aplicável anteriormente e também perder a elegibilidade de receber o benefício pecuniário no futuro. No entanto, esse adicional de incentivo está associado ao custo dessa política pública.

A análise teórica identifica que um resultado equivalente ao do seguro-defeso poderia ser alcançado se houvesse sanções maiores para a pesca no período de proibição e se houvesse maior fiscalização, sem que o Estado tenha que arcar com o custo da política de seguro-defeso. Por fim, encontro o resultado teórico ambíguo quanto ao efeito da política de seguro-defeso sobre o estímulo do pescador em trabalhar em outra atividade durante a proibição. Isso se deve aos incentivos opostos criados pela política de seguro-defeso: (i) esse benefício enviesa a decisão do pescador no sentido do lazer, por meio do efeito renda, reduzindo o tempo dedicado ao trabalho; (ii) ao aumentar a sanção aplicável se pescar durante a proibição, esse benefício gera incentivos de os pescadores buscarem outras fontes de renda que não tenham a possibilidade de perder a elegibilidade do benefício no futuro, ou seja, trabalhar em outro ramo de forma ilegal, longe da fiscalização do poder público.

A análise empírica encontra resultados que indicam que a pesca reduz 51% durante a proibição. Melhorando a reprodução das espécies, com o passar do tempo, a produção de pesca aumenta 270% fora do período de defeso. Todavia, ao separar a análise em pesca artesanal e industrial, este estudo identifica que as estimativas de *compliance* da política de *closed season* foi decorrente da redução de pesca industrial, que está mais sujeito fiscalizações e monitoramento da atividade pesqueira. A pesca artesanal apresentou estimativas de efeitos fixos sem significância, indicando possivelmente ausência de *compliance* da política de proibição para a pesca artesanal. Somente a política de seguro-defeso reduziu a pesca artesanal no período de proibição em 19 quilos ao mês por pescador beneficiado.

Como as estimativas sobre a produção total de pesca encontrou evidências de *compliance* da política de *closed season*, presume-se que o resultado da pesca industrial foi tão forte que afetou esse resultado. Adicionalmente, a pesca industrial representa um volume muito maior do que a pesca artesanal e contribuiu para esse efeito total. Sendo assim, considerando que o volume de pesca industrial é maior que o artesanal, que a pesca industrial respeita mais as regras de proibição de captura e que a pesca industrial não recebe benefícios do seguro-defeso, então o governo deve avaliar a relação custo-benefício da política de seguro-defeso e da política de

*closed season*, e verificar qual política gera maior efeito positivo para a sociedade ao menor custo.

Por fim, encontro indícios de que a política de pagamento ao pescador artesanal tem aumentado a produção de pesca industrial. Isso pode sugerir que o pescador artesanal esteja trabalhando em outras atividades no período de defeso. Entretanto, este resultado também pode ser um reflexo de que a região fica mais rica com esse aporte de recursos exógeno, pressionando a demanda, o que termina aumentando a oferta, ou seja, aumentando a produção de pesca industrial.

## CONCLUSÃO

O primeiro capítulo deste manuscrito faz uma revisão de literatura sobre o seguro-desemprego. Ele analisa os principais modelos teóricos e estudos empíricos recentes. Os modelos teóricos concluem que um sistema de seguro-desemprego mais generoso incentiva a redução da oferta de trabalho, incentiva a demissão do trabalhador e gera dois efeitos opostos e inconclusivos sobre o salário de reemprego. Em linha com a literatura teórica, os estudos empíricos encontram que o seguro-desemprego aumenta a duração do desemprego e gera estimativas inconclusivas sobre o salário de reemprego, mas explora pouco o efeito sobre a probabilidade de ser desempregado. Por fim, a literatura empírica encontra outros efeitos sobre a economia, como a suavização do consumo no desemprego e a evidência de externalidades sobre os trabalhadores não elegíveis do seguro-desemprego.

O segundo capítulo desse manuscrito analisa a influência do seguro-desemprego sobre o comportamento do trabalhador enquanto ele está empregado, ou seja, risco moral *ex-ante*. Por meio de Desenho de Regressão *Kink*, o estudo estima aumentos de 19% da probabilidade de demissão involuntária após a elegibilidade do trabalhador. Também há aumentos de 1,1% e 0,21% na probabilidade de demissão, após haver aumentos de um mês na duração potencial do seguro-desemprego para trabalhadores com 12 e 24 meses de trabalho. Adicionalmente, este capítulo analisa a interação dos ciclos de negócios com o risco moral *ex-ante*. A probabilidade de demissão se comporta de modo pró-cíclica. Realiza-se uma regressão por Diferenças em Diferenças, para estimar a medida do risco-moral *ex-ante* sem a influência dos ciclos de negócios. Estima-se um aumento de 65% na probabilidade de demissão gerada pelo risco-moral *ex-ante* do seguro-desemprego, quando os beneficiários se tornam elegíveis. Por fim, desenvolve-se um modelo teórico inédito que explica o comportamento do trabalhador ao seguro-desemprego e aos ciclos de negócios.

O terceiro capítulo investiga os fatores explicativos do aumento do gasto com o seguro-desemprego. Ele cria um modelo explicativo do gasto, cujo valor predito e o realizado de gastos são muito próximos, com  $R^2$  de 0,99. Utilizando esse modelo explicativo, o capítulo encontra que o salário mínimo e a formalização são os maiores responsáveis pelo aumento nos gastos no período de expansão econômica. E a taxa de ocupação (componente cíclico) e a rotatividade são os fatores que mais explicam a redução dos gastos no período de recessão.



Como proposta de reformulação de política pública, este estudo sugere reduzir a duração potencial do seguro-desemprego em momentos de expansão e aumentá-la durante crises econômicas. Ademais, sugere-se que o salário mínimo não seja repassado como valor mínimo do seguro-desemprego.

Por fim, o quarto capítulo desse manuscrito analisa os incentivos criados ao pescador e analisa os efeitos das políticas de proibição de pesca e de seguro-defeso. A análise teórica encontra incentivos para redução da pesca no *closed season*, proveniente da proibição de pescar associada com fiscalização e sanção. Teoricamente, o seguro-defeso reforça esse efeito. A análise teórica identifica que um resultado equivalente ao do seguro-defeso poderia ser alcançado se houvesse sanções maiores para a pesca no período de proibição e se houvesse maior fiscalização, sem que o Estado tenha que arcar com o custo da política de seguro-defeso.

A análise empírica estima redução de 51% de pesca durante a proibição. Melhorando a reprodução das espécies, aumenta-se a produção de pesca em cerca de 2,7 vezes fora do período de defeso. Analisando somente a pesca artesanal, há indícios de ausência de *compliance* da política de proibição pelo pescador artesanal. Mas esse resultado se reverte com o seguro-defeso, que alivia a pressão financeira no presente do pescador e faz com que os pescadores mais impacientes respeitem a proibição de pesca. Estima-se que um 1 pescador beneficiário tem um efeito de 19 quilos na redução da pesca.

Considerando que o volume de pesca industrial é maior que o artesanal, que a pesca industrial respeita mais as regras de proibição de captura e que a pesca industrial não recebe benefícios do seguro-defeso, então o governo deve avaliar a relação custo-benefício da política de seguro-defeso e da política de *closed season*, e verificar qual política gera maior efeito positivo para a sociedade ao menor custo.

O presente manuscrito desenvolve uma série de inovações para a literatura acadêmica. Dentre elas, no capítulo 2, o presente estudo estima o nível do risco moral *ex-ante* sobre a probabilidade de demissão. O estudo desenvolve um modelo de sobrevivência não paramétrico Kaplan-Meier sobre a duração do emprego e, em volta dos *cutoffs*, estima-se as mudanças de inclinação na probabilidade de ser demitido, por meio de RKD. Por fim, para estimar o efeito do aumento do risco-moral isento da interação dos ciclos de negócios, este estudo desenvolve um modelo de Diferenças em Diferenças (DD) sobre as estimativas do aumento de probabilidade estimados por RKD. Portanto, este estudo inova sobre o assunto e sobre a metodologia utilizada. Ademais, este manuscrito inova ao permitir a utilização de RKD para explicar discontinuidades na

densidade, estabelecendo uma relação direta entre um pico na função densidade de probabilidade e o aumento de inclinação na função acumulada de probabilidade.

Este estudo também inova com relação a literatura de *bunching* (SAEZ, 2010), *notches* (KLEVEN e WASSEN, 2013) e *Density Discontinuity Approach* (DOYLE JR, 2006; JALES, 2016). Para explicar as descontinuidades, essa literatura estima uma função de densidade de probabilidade latente e assume três hipóteses: (i) inexistência de *spillovers* na área externa da descontinuidade; (ii) continuidade da densidade, caso não houvesse o tratamento; e (iii) forte dependência do modelo teórico da densidade.

Diferentemente, o presente estudo não estima uma função de densidade latente e não assume um modelo teórico da função de densidade. Este estudo substitui o modelo teórico pelo modelo de sobrevivência não paramétrico. Assim, não é necessário assumir as hipóteses de inexistência de *spillovers* e de dependência modelo teórico da densidade. Ao estimar o efeito da política por RKD, assume-se a hipótese de continuidade da densidade do não tratamento. Portanto, este estudo representa uma evolução dessa literatura, ao explicar a descontinuidade na densidade com menos hipóteses e sem dependência de formulações *ad hoc*.

Como nova contribuição para a literatura acadêmica, no capítulo 3, este estudo desenvolve um modelo novo explicativo do gasto com seguro-desemprego. Ao invés de utilizar um modelo de regressão *ad hoc*, criou-se um modelo explicativo por meio de decomposição matemática, semelhante à metodologia de Barros et al. (2006) para a decomposição da renda per capita. Não existe trabalho na literatura econômica um estudo que explique o gasto nessas fases da economia. A contribuição desse trabalho vai além: este estudo desenvolve um modelo explicativo de gastos do seguro-desemprego completamente novo, embasado matematicamente e com elevada aderência aos gastos realizados.

No capítulo 4, o presente manuscrito também inova ao testar empiricamente o real efeito da política de proibição da pesca e da política de seguro-defeso sobre a produção pesqueira ao longo do tempo. Para tanto, este estudo também inovou ao desenvolver uma base de dados inédita, que relaciona: (i) as estatísticas de produção de diferentes espécies; (ii) o período de proibição de pesca de cada espécie; e (iii) os pagamentos de seguro-defeso em termos de região e espécie. Para relacionar estatísticas pesqueiras de diferentes regiões do Brasil, foi necessário criar um dicionário com nomes vulgares de espécies e relacioná-los com sinônimos de outros nomes vulgares e com os nomes científicos das diversas espécies em ambientes continentais e marinhos. Ademais, este estudo relacionou as diversas espécies com todas as portarias de

proibição de pesca a partir dos anos 2000, especificando as espécies, as regiões onde a pesca era proibida e o período de proibição e de permissão de pesca.

Por fim, destaca-se que os modelos teóricos dos capítulos 2 e 4 analisam a reação racional do agente perante a política pública de forma inteiramente inédita na literatura acadêmica e de forma integrada com as aplicações empíricas desenvolvidas nos respectivos capítulos.

## REFERÊNCIAS

- AGIMASS, Fitalew; MEKONNEN, Alemu. Low-income fishermen's willingness-to-pay for fisheries and watershed management: An application of choice experiment to Lake Tana, Ethiopia. **Ecological Economics**, v. 71, p. 162-170, 2011.
- ANDERSON, Patricia M.; MEYER, Bruce D. Unemployment Insurance in the United States: layoff incentives and cross subsidies. **Journal of labor economics**, v. 11, n. 1, Part 2, p. S70-S95, 1993.
- ARENDSE, Clement J.; GOVENDER, Anesh; BRANCH, George M. Are closed fishing seasons an effective means of increasing reproductive output?: A per-recruit simulation using the limpet *Cymbula granatina* as a case history. **Fisheries Research**, v. 85, n. 1-2, p. 93-100, 2007.
- ATKINSON, Anthony B. Income maintenance and social insurance. In: **Handbook of public economics**. Elsevier, 1987. p. 779-908.
- ATKINSON, Anthony B.; MICKLEWRIGHT, John. Unemployment compensation and labor market transitions: a critical review. **Journal of economic literature**, v. 29, n. 4, p. 1679-1727, 1991.
- BAKER, Michael; REA JR, Samuel A. Employment spells and unemployment insurance eligibility requirements. **Review of Economics and Statistics**, v. 80, n. 1, p. 80-94, 1998.
- BARBOSA, José Milton; FERRAZ, Kelly. Sistematização de Nomes Vulgares de Peixes Comerciais do Brasil: 1. Espécies Dulciaquícolas. **Revista Brasileira de Engenharia de Pesca**, v. 3, n. 3, p. 65-76, 2009.
- BARBOSA, José Milton; NASCIMENTO, Chirleide. Sistematização de nomes vulgares de peixes comerciais do Brasil: 2. Espécies marinhas. **Revista Brasileira de Engenharia de Pesca**, v. 3, n. 3, p. 77-91, 2009.
- BARROS, Ricardo et al. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Revista Econômica**, v. 8, n. 1, 2006.
- BARTLETT, C. Y. et al. Comparison of outcomes of permanently closed and periodically harvested coral reef reserves. **Conservation Biology**, v. 23, n. 6, p. 1475-1484, 2009.
- BRITTO, Diogo. **Unemployment insurance and the duration of employment: Evidence from a regression kink design**. 2015.
- CALIENDO, Marco; TATSIRAMOS, Konstantinos; UHLENDORFF, Arne. Benefit duration, unemployment duration and job match quality: a regression-discontinuity approach. **Journal of Applied Econometrics**, v. 28, n. 4, p. 604-627, 2013.
- CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge university press, 2005.
- CAMERON, Adrian Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics using stata**. Indicator, v. 2, p. 47, 2009.

CAMPOS, André Gambier; CHAVES, José Valente. Seguro defeso: problemas enfrentados pelo programa. **Textos para Discussão – Ipea**, 2014.

CARD, David; CHETTY, Raj; WEBER, Andrea. Cash-on-hand and competing models of intertemporal behavior: New evidence from the labor market. **The Quarterly journal of economics**, v. 122, n. 4, p. 1511-1560, 2007.

CARD, David et al. The effect of unemployment benefits on the duration of unemployment insurance receipt: New evidence from a regression kink design in Missouri, 2003-2013. **American Economic Review**, v. 105, n. 5, p. 126-30, 2015.

CARD, David; LEVINE, Phillip B. Extended benefits and the duration of UI spells: evidence from the New Jersey extended benefit program. **Journal of Public economics**, v. 78, n. 1-2, p. 107-138, 2000.

CARVALHO, Cristiano C.; CORBI, Raphael; NARITA, Renata. Unintended consequences of unemployment insurance: Evidence from stricter eligibility criteria in Brazil. **Economics Letters**, v. 162, p. 157-161, 2018.

CARVALHO, Leandro S.; MEIER, Stephan; WANG, Stephanie W. Poverty and economic decision-making: Evidence from changes in financial resources at payday. **American Economic Review**, v. 106, n. 2, p. 260-84, 2016.

CENTENO, Mário; NOVO, Álvaro A. Reemployment wages and UI liquidity effect: a regression discontinuity approach. **Portuguese Economic Journal**, v. 8, n. 1, p. 45-52, 2009.

CHETTY, Raj. Moral hazard versus liquidity and optimal unemployment insurance. **Journal of political Economy**, v. 116, n. 2, p. 173-234, 2008.

CHRISTOFIDES, Louis N.; MCKENNA, Chris J. Unemployment insurance and moral hazard in employment. **Economics Letters**, v. 49, n. 2, p. 205-210, 1995.

CONTROLADORIA-GERAL DA UNIÃO. **Relatório de Avaliação da Execução de Programa de Governo**, nº 04/2014. 2014.

CORRÊA, Maria Angélica de Almeida; KAHN, James R.; FREITAS, Carlos Edwar de Carvalho. Perverse incentives in fishery management: The case of the defeso in the Brazilian Amazon. **Ecological Economics**, v. 106, p. 186-194, 2014.

CRUTCHFIELD, James A. An economic evaluation of alternative methods of fishery regulation. **The Journal of Law and Economics**, v. 4, p. 131-143, 1961.

DANZIGER, Sheldon; HAVEMAN, Robert; PLOTNICK, Robert. How income transfer programs affect work, savings, and the income distribution: A critical review. **Journal of economic literature**, v. 19, n. 3, p. 975-1028, 1981.

DEVINE, Theresa J. et al. **Empirical labor economics: the search approach**. Oxford University Press on Demand, 1991.

DIAS NETO, J. **Análise do Seguro-Desemprego do Pescador Artesanal e de possíveis benefícios para a gestão pesqueira**. Ibama. 2017.

DOYLE JR, Joseph J. **Employment effects of a minimum wage: A density discontinuity design revisited.** 2007.

ENGEN, Eric M.; GRUBER, Jonathan. Unemployment insurance and precautionary saving. **Journal of monetary Economics**, v. 47, n. 3, p. 545-579, 2001.

FARBER, Henry S.; ROTHSTEIN, Jesse; VALLETTA, Robert G. The effect of extended unemployment insurance benefits: Evidence from the 2012-2013 phase-out. **American Economic Review**, v. 105, n. 5, p. 171-76, 2015.

FARBER, Henry S.; VALLETTA, Robert G. Do extended unemployment benefits lengthen unemployment spells? Evidence from recent cycles in the US labor market. **Journal of Human Resources**, v. 50, n. 4, p. 873-909, 2015.

FARZIN, Y. Hossein. The effect of the discount rate on depletion of exhaustible resources. **Journal of Political Economy**, v. 92, n. 5, p. 841-851, 1984.

FEREJOHN, John. Incumbent performance and electoral control. **Public choice**, v. 50, n. 1, p. 5-25, 1986.

FEHR, Ernst; LEIBBRANDT, Andreas. A field study on cooperativeness and impatience in the tragedy of the commons. **Journal of Public Economics**, v. 95, n. 9-10, p. 1144-1155, 2011.

FOGUEL, Miguel N. Diferenças em Diferenças. In: MENEZES FILHO, Naercio (Org.). **Avaliação econômica de projetos sociais.** São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 2012. Cap. 4. p. 69-83.

FUNDEPAG (Paraná). **Banco de Dados do Monitoramento Pesqueiro do litoral do Paraná.** 2018. Disponível em: <<http://propesq-pr.fundepag.br/>>. Acesso em: 30 set. 2019.

FURG. **Boletim Estatístico da Pesca Artesanal e Industrial no Estuário da Lagoa dos Patos - 2012.** Rio Grande: Universidade Federal do Rio Grande - FURG. 2014a.

FURG. **Boletim Estatístico da Pesca Artesanal e Industrial no Estuário da Lagoa dos Patos – 1º semestre de 2013.** Rio Grande: Universidade Federal do Rio Grande - FURG. 2014b.

FURG. **Boletim Estatístico da Pesca Marinha e Estuarina do sul do Rio Grande do Sul Ano 2013 (2º semestre).** Rio Grande: Universidade Federal do Rio Grande - FURG. 2015.

FURG. **Boletim Estatístico da Pesca Marinha e Estuarina do sul do Rio Grande do Sul 2014.** Rio Grande: Universidade Federal do Rio Grande - FURG. 2016a.

FURG. **Boletim Estatístico da Pesca Marinha e Estuarina do sul do Rio Grande do Sul 2015.** Rio Grande: Universidade Federal do Rio Grande - FURG. 2016b.

FURG. **Boletim Estatístico da Pesca Marinha e Estuarina do sul do Rio Grande do Sul 2016.** Rio Grande: Universidade Federal do Rio Grande - FURG. 2017.

GERARD, François; GONZAGA, Gustavo. **Informal Labor and the Cost of Social Programs: Evidence from 15 Years of Unemployment Insurance in Brazil.** 2013.

GERARD, François; ROKKANEN, Miikka; ROTHE, Christoph. **Bounds on treatment effects in regression discontinuity designs with a manipulated running variable**, 2016.

GONZAGA, Gustavo; CAYRES PINTO, Rafael. **Rotatividade do trabalho e incentivos da legislação trabalhista**. 2014.

GORDON, H. S. (1954). The economic theory of a common property resource: the fishery, **Journal of Political Economy**, v. 620, p. 124-142.

GREEN, David A.; SARGENT, Timothy C. Unemployment insurance and job durations: seasonal and non-seasonal jobs. **Canadian Journal of Economics**, p. 247-278, 1998.

GRUBER, Jonathan. The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance. **The American Economic Review**, v. 87, n. 1, p. 192-205, 1997.

GUSTMAN, Alan L. **Analyzing the relation of unemployment insurance to unemployment**. 1980.

GUTIERREZ, Italo A. Job insecurity, unemployment insurance and on-the-job search. Evidence from older American workers. **Labour Economics**, v. 41, p. 228-245, 2016.

HAMERMESH, Daniel S. **Jobless pay and the economy**. Johns Hopkins University Press, 1977.

HARDIN, Garrett. The tragedy of the commons. **Science**, v. 162, n. 3859, p. 1243-1248, 1968.

HARRISON, Glenn W.; LAU, Morten I.; WILLIAMS, Melonie B. Estimating individual discount rates in Denmark: A field experiment. **American economic review**, v. 92, n. 5, p. 1606-1617, 2002.

HAUSHOFER, Johannes; FEHR, Ernst. On the psychology of poverty. **Science**, v. 344, n. 6186, p. 862-867, 2014.

HOLMLUND, Bertil. Unemployment insurance in theory and practice. **Scandinavian Journal of economics**, v. 100, n. 1, p. 113-141, 1998.

HOPENHAYN, Hugo A.; NICOLINI, Juan Pablo. Optimal unemployment insurance and employment history. **The Review of Economic Studies**, v. 76, n. 3, p. 1049-1070, 2009.

HSU, Joanne W.; MATSA, David A.; MELZER, Brian T. Unemployment insurance as a housing market stabilizer. **American Economic Review**, v. 108, n. 1, p. 49-81, 2018.

HUANG, Ling; SMITH, Martin D. The dynamic efficiency costs of common-pool resource exploitation. **American Economic Review**, v. 104, n. 12, p. 4071-4103, 2014.

IBAMA. **Estatística da Pesca 2002 Brasil: grandes regiões e unidades da federação**. 2004.

IBAMA. **Estatística da Pesca 2007 Brasil: grandes regiões e unidades da federação**. 2007.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2002. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande**; Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recursos Renováveis. 2003.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2003. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande;** Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recurso Naturais Renováveis. 2004.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2004. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande;** Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recurso Naturais Renováveis. 2005.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2005. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande;** Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recurso Naturais Renováveis. 2006.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2006. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande;** Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recurso Naturais Renováveis. 2007.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2007. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande;** Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recurso Naturais Renováveis. 2008.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2008. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande;** Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recurso Naturais Renováveis. 2009.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2009. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande;** Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recurso Naturais Renováveis. 2011a.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2010. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande;** Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recurso Naturais Renováveis. 2011b.

IBAMA/CEPERG. **Desembarque de pescado no Rio Grande do Sul 2011. Rio Grande: Centro de Pesquisas Rio Grande;** Instituto Brasileiro de Meio Ambiente e Recurso Naturais Renováveis. 2012.

INSTITUTO DE PESCA – IP (São Paulo). **Programa de Monitoramento da Atividade Pesqueira Marinha e Estuarina do Estado de São Paulo PMAP-SP.** 2018. Disponível em: <<http://www.propesq.pesca.sp.gov.br/>>. Acesso em: 30 set. 2019.

JALES, Hugo. Estimating the effects of the minimum wage in a developing country: A density discontinuity design approach. **Journal of Applied Econometrics**, v. 33, n. 1, p. 29-51, 2018.

JOHNSTON, Andrew C.; MAS, Alexandre. Potential unemployment insurance duration and labor supply: The individual and market-level response to a benefit cut. **Journal of Political Economy**, v. 126, n. 6, p. 2480-2522, 2018.

KATZ, Lawrence F.; MEYER, Bruce D. The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment. **Journal of public economics**, v. 41, n. 1, p. 45-72, 1990.



KOLSRUD, Jonas et al. The optimal timing of unemployment benefits: Theory and evidence from Sweden. **American Economic Review**, v. 108, n. 4-5, p. 985-1033, 2018.

LALIVE, Rafael; LANDAIS, Camille; ZWEIMÜLLER, Josef. Market externalities of large unemployment insurance extension programs. **American Economic Review**, v. 105, n. 12, p. 3564-96, 2015.

LALIVE, Rafael. Unemployment benefits, unemployment duration, and post-unemployment jobs: A regression discontinuity approach. **American Economic Review**, v. 97, n. 2, p. 108-112, 2007.

LE BARBANCHON, Thomas; RATHELOT, Roland; ROULET, Alexandra. Unemployment insurance and reservation wages: Evidence from administrative data. **Journal of Public Economics**, 2017.

LE BARBANCHON, Thomas. The effect of the potential duration of unemployment benefits on unemployment exits to work and match quality in France. **Labour Economics**, v. 42, p. 16-29, 2016.

MARINESCU, Ioana. The general equilibrium impacts of unemployment insurance: Evidence from a large online job board. **Journal of Public Economics**, v. 150, p. 14-29, 2017.

MCCALL, John Joseph. Economics of information and job search. **The Quarterly Journal of Economics**, p. 113-126, 1970.

MENEZES FILHO, Naercio Aquino; CABANAS, Pedro Henrique Fonseca; KOMATSU, Bruno Kawaoka. **Tendências recentes do mercado de trabalho brasileiro**. 2014.

MEYER, Bruce D.; MOK, Wallace KC. A short review of recent evidence on the disincentive effects of unemployment insurance and new evidence from New York State. **National Tax Journal**, v. 67, n. 1, p. 219, 2014.

MEYER, Bruce D. Unemployment and workers' compensation programmes: rationale, design, labour supply and income support. **Fiscal Studies**, v. 23, n. 1, p. 1-49, 2002.

MEYER, Bruce D. Unemployment Insurance and Unemployment Spells. **Econometrica**, v. 58, n. 4, p. 757-782, 1990.

MOFFITT, Robert; NICHOLSON, Walter. The effect of unemployment insurance on unemployment: the case of federal supplemental benefits. **The Review of Economics and Statistics**, p. 1-11, 1982.

MOFFITT, Robert. Unemployment insurance and the distribution of unemployment spells. **Journal of Econometrics**, v. 28, n. 1, p. 85-101, 1985.

MORTENSEN, Dale T. Unemployment insurance and job search decisions. **ILR Review**, v. 30, n. 4, p. 505-517, 1977.

NEKOEI, Arash; WEBER, Andrea. Does extending unemployment benefits improve job quality?. **American Economic Review**, v. 107, n. 2, p. 527-61, 2017.

PETROBRAS. **Projeto de Monitoramento da Atividade Pesqueira na Bacia de Santos PMAP-SP**. Relatório Técnico Semestral. Agosto a Dezembro de 2016. 2017a.

PETROBRAS. **Projeto de Monitoramento da Atividade Pesqueira na Bacia de Santos PMAP-SP**. Relatório Técnico Semestral. Janeiro a Junho de 2017. 2017b.

PETROBRAS. **Projeto de Monitoramento da Atividade Pesqueira na Bacia de Santos PMAP-SP**. Relatório Técnico Semestral. Julho a Dezembro de 2017. 2018.

REBOLLO-SANZ, Yolanda. Unemployment insurance and job turnover in Spain. **Labour Economics**, v. 19, n. 3, p. 403-426, 2012.

ROGERSON, Richard; SHIMER, Robert; WRIGHT, Randall. Search-theoretic models of the labor market: A survey. **Journal of economic literature**, v. 43, n. 4, p. 959-988, 2005.

ROLA, Agnes C. et al. Impact of the closed fishing *season* policy for sardines in Zamboanga Peninsula, Philippines. **Marine Policy**, v. 87, p. 40-50, 2018.

ROTHSTEIN, Jesse. Unemployment insurance and job search in the Great Recession. **Brookings Papers on Economic Activity**, p. 143-214, 2011.

SHAH, Anuj K.; MULLAINATHAN, Sendhil; SHAFIR, Eldar. Some consequences of having too little. **Science**, v. 338, n. 6107, p. 682-685, 2012.

SCHMIEDER, Johannes F.; VON WACHTER, Till; BENDER, Stefan. The effect of unemployment benefits and nonemployment durations on wages. **American Economic Review**, v. 106, n. 3, p. 739-77, 2016.

SCHMIEDER, Johannes F.; VON WACHTER, Till; BENDER, Stefan. The effects of extended unemployment insurance over the business cycle: Evidence from regression discontinuity estimates over 20 years. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 127, n. 2, p. 701-752, 2012.

SCHMIEDER, Johannes F.; VON WACHTER, Till. The effects of unemployment insurance benefits: New evidence and interpretation. **Annual Review of Economics**, v. 8, p. 547-581, 2016.

SCOTT, Anthony. The fishery: the objectives of sole ownership. **Journal of political Economy**, v. 63, n. 2, p. 116-124, 1955.

SHAVELL, Steven; WEISS, Laurence. The optimal payment of unemployment insurance benefits over time. **Journal of political Economy**, v. 87, n. 6, p. 1347-1362, 1979.

SMITH, Vernon L. Economics of Production from Natural Resources. **The American Economic Review**, p. 409-431, 1968.

SOLON, Gary. Labor supply effects of extended unemployment benefits. **The Journal of Human Resources**, v. 14, n. 2, p. 247-255, 1979.

SULLIVAN, James X. Borrowing during unemployment unsecured debt as a safety net. **Journal of human resources**, v. 43, n. 2, p. 383-412, 2008.

THOMÉ-SOUZA, M. J. F et al. **Estatística pesqueira da costa do estado de Sergipe e extremo norte da Bahia 2010**. São Cristóvão: Editora UFS. 2012.

THOMÉ-SOUZA, M. J. F et al. **Estatística pesqueira da costa do estado de Sergipe e extremo norte da Bahia 2011**. São Cristóvão: Editora UFS. 2013.

THOMÉ-SOUZA, M. J. F et al. **Estatística pesqueira da costa do estado de Sergipe e extremo norte da Bahia 2012**. São Cristóvão: Editora UFS. 2014a.

THOMÉ-SOUZA, M. J. F et al. **Estatística pesqueira da costa do estado de Sergipe e extremo norte da Bahia 2013**. São Cristóvão: Editora UFS. 2014b.

TOPEL, Robert H. On layoffs and unemployment insurance. **The American Economic Review**, v. 73, n. 4, p. 541-559, 1983.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Acórdão nº 1181/2016 – TCU – Plenário**, Data da Sessão: 11 mai. 2016. TC 022.036/2015-6. Brasília: 2015.

UNIVALI (Santa Catarina). **Dados estatísticos de produção pesqueira de Santa Catarina**. 2018. Disponível em: <<http://propesqweb.acad.univali.br/>>. Acesso em: 30 set. 2019.

VAN OURS, Jan C.; VODOPIVEC, Milan. Does reducing unemployment insurance generosity reduce job match quality?. **Journal of Public Economics**, v. 92, n. 3-4, p. 684-695, 2008.

WELCH, Finis. What have we learned from empirical studies of unemployment insurance?. **ILR Review**, v. 30, n. 4, p. 451-461, 1977.

ZUUR, Alain et al. **Mixed effects models and extensions in ecology with R**. Springer Science & Business Media, 2009.

## APÊNDICES

### APÊNDICE A - MODELO COM FISCALIZAÇÃO E SANÇÃO SE RECEBER O SEGURO-DEFESO E TRABALHAR – UMA EXTENSÃO AOS MODELOS ESTUDADOS

Legalmente, no Brasil, o pescador não pode trabalhar em outra atividade e receber o seguro-defeso, pois o benefício é destinado somente a pescadores que são impossibilitados de realizar outro trabalho como meio de subsistência, que não fosse a pesca artesanal. Dessa forma, considere que existe uma fiscalização para avaliar se o pescador trabalha em outro ramo, com probabilidade  $\pi_y$  de ser descoberto e parar de receber o seguro-defeso. A fim de evitar confusão com a probabilidade de ser descoberto se o pescador estiver pescando no defeso, renomeie  $\pi$  para  $\pi_x$ . Nesses termos, o problema de maximização do pescador pode ser representado conforme abaixo.

$$\begin{cases} \max_{x,y,L} & [ax + by - \beta x - \pi_x \theta x + SD(1 - \pi_x x - \pi_y y)]^c L^d \\ \text{s. a} & x + y + L = 1 \end{cases} \quad (1)$$

O Lagrangeano pode ser representado como se segue.

$$\mathcal{L} = [ax + by - \beta x - \pi_x \theta x + SD(1 - \pi_x x - \pi_y y)]^c L^d + \lambda(x + y + L - 1) \quad (2)$$

Assim como antes, denote  $z'$  como a expressão que representa a utilidade dentro dos colchetes, ou seja,  $\mathcal{L} = z'^c L^d + \lambda(x + y + L - 1)$ .

Caso  $a > b + \beta + \pi\theta + (\pi_x - \pi_y)SD$ , o pescador escolhe trabalhar somente com  $x$ . Assim,  $y = 0$  e  $z' = ax - \beta x - \pi_x \theta x + SD(1 - \pi_x x)$ . A solução do problema de maximização nesse caso é idêntica à solução do modelo anterior, onde  $x = \frac{c}{c+d} - \left(\frac{d}{c+d}\right)\frac{SD}{w}$ ,  $y = 0$  e  $L = \frac{d}{c+d} + \left(\frac{d}{c+d}\right)\frac{SD}{w}$ . Nessa situação, uma maior fiscalização por parte do governo para verificar se o pescador está trabalhando em  $y$ , aumentaria  $\pi_y$  e teria o efeito de incentivar um maior número de pescadores em pescar mais a espécie protegida. Isso ocorreria porque de um jeito ou de outro o pescador estaria sujeito à uma fiscalização do governo e ao risco de perder o seguro-defeso.

Então, esses pescadores passariam a ser indiferentes ao risco de perder o benefício e escolheriam trabalhar naquilo que mais gostam.

Todavia, caso  $a < b + \beta + \pi\theta + (\pi_x - \pi_y)SD$ , o pescador escolhe trabalhar somente com  $y$ , mas com um custo adicional de poder ser descoberto pelo governo e perder o benefício. Assim,  $x = 0$  e  $z' = by + SD(1 - \pi_y y)$ . As condições de primeira ordem são apresentadas abaixo.

$$L \frac{\partial z'}{\partial y} c = z' d \quad (3)$$

$$y + L = 1 \quad (4)$$

A solução do problema passa a ser  $x = 0$ ,  $y = \frac{c}{c+d} - \left(\frac{d}{c+d}\right) \frac{SD}{(b-\pi_y SD)}$  e  $L = \frac{d}{c+d} + \left(\frac{d}{c+d}\right) \frac{SD}{(b-\pi_y SD)}$ . Se  $c \leq \frac{SD \cdot d}{(b-\pi_y SD)}$ ,  $L = 1$  e  $y = 0$ . Considerando que  $c > \frac{SD \cdot d}{(b-\pi_y SD)}$ , então os valores de  $y$  desse modelo diminuem duplamente.

Portanto, o aumento da fiscalização do governo em verificar se o pescador está realizando outra de atividade tende a reduzir o nível  $y$  de duas formas: (i) ao criar um custo adicional em trabalhar com  $y$ , tende a reduzir o trabalho dedicado  $y$  e a aumentar  $x$ , conforme explicado anteriormente; e (ii) ao instituir a sanção de perda do benefício  $SD$  se for pego trabalhando com  $y$ , gera uma redução do nível ótimo de  $y$  e a aumentar o tempo dedicado ao lazer. Isso ocorre porque de um jeito ou de outro o pescador estaria sujeito a uma fiscalização do governo e passaria a ser indiferente ao risco de perder o benefício.

## APÊNDICE B – ESTIMATIVAS DE PROPENSITY SCORE MATCHING E ANÁLISE DE SUPORTE COMUM

O modelo probit utilizado para estimar o *propensity score matching* (PSM) de tratamento das espécies foi baseado em características constantes no tempo, conforme a expressão a seguir.

$$Prob(Defeso | X) = F(\beta_0 + \beta_1 Artesanal + \beta_2 Marinha + \beta_3 Dummies\_Famílias + \beta_4 Dummies\_UF + u)$$

Sendo  $F(.)$  é a função acumulada normal. A Tabela B.1 apresenta as estimativas dos três modelos probit: artesanal e industrial (conjuntamente), somente artesanal e somente industrial.

Tabela B.1 – Modelos Probit de tratamento utilizados no procedimento *propensity score matching*

Variáveis	Probit Conjunto	Probit Artesanal	Probit Industrial
<b>Artesanal</b>	-0,2		
erro padrão	(0,31)		
<b>Marinha</b>	-8,21	-8,56	
erro padrão	(181,13)	(443,96)	
<b>Constante</b>	8,82	8,87	-0,88
erro padrão	(181,13)	(443,96)	(0,89)
<b>Dummy de família da espécie</b>	x	x	x
<b>Dummy de UF</b>	x	x	x
<b>N</b>	941	759	81
<b>R<sup>2</sup></b>	0,54	0,50	0,41
<b>Log-Likelihood</b>	-287	-243	-27

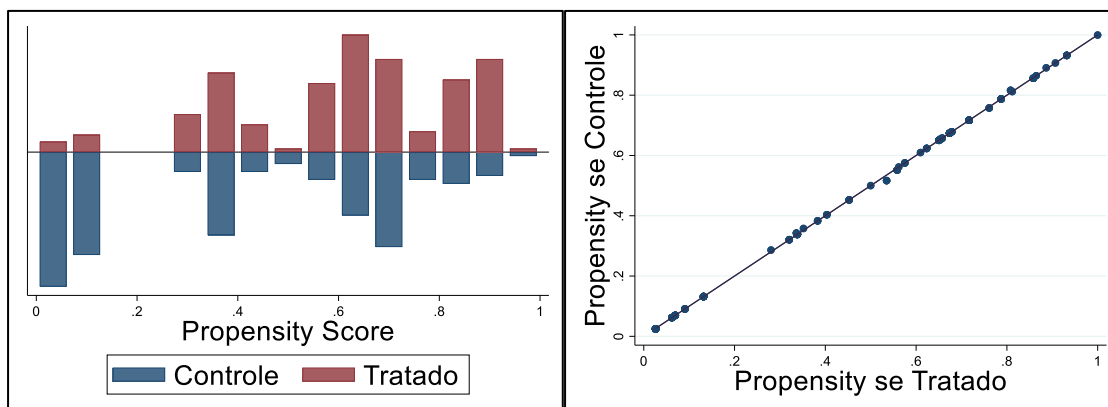
Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são erros-padrão. Variável Dependente é *dummy*, onde 0 = espécie sem regulamento de proibição; 1 = existe regulamento de proibição para a espécie. Legenda: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001.

As estimativas da Tabela B.1 não foram significativas para as variáveis *Artesanal* e *Marinha*. Todavia, as *dummies* de UF (Estado) e *dummies* de famílias das espécies foram significativas e garantiram níveis de pseudo R<sup>2</sup> superiores a 0,50 nos dois primeiros modelos e de 0,41 no modelo industrial.

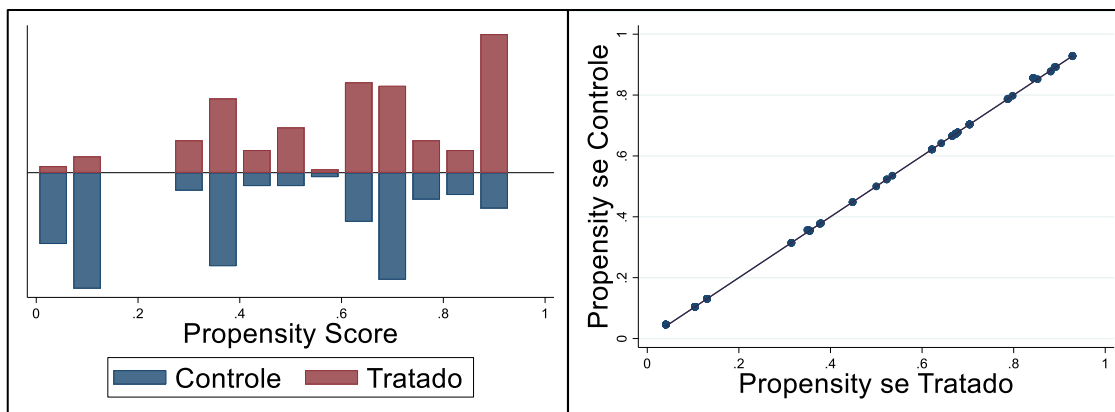
As Figuras B.1 e B.2 analisam o suporte comum dos modelos conjunto e artesanal.

Figura B.1 – Comparação de suporte comum e diferenças de *propensity score* entre tratados e controles após o *matching* – artesanal e industrial.



Fonte: Elaboração própria.

Figura B.2 – Comparação de suporte comum e diferenças de *propensity score* entre tratados e controles após o *matching* – somente artesanal.

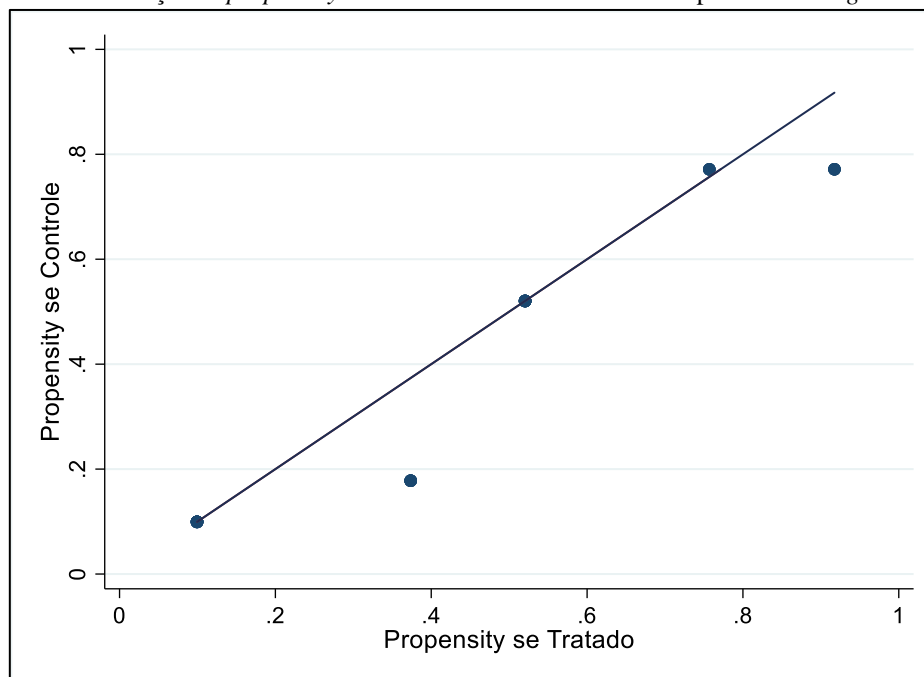


Fonte: Elaboração própria.

Os modelos de PSM conjunto e PSM artesanal têm subgrupos de espécies tratadas e controle para cada intervalo de valor de *propensity score*. Assim, é garantido que espécies semelhantes em características observáveis de família e região fossem selecionadas e comparadas no decorrer do tempo pelas abordagens de painel.

Todavia, o modelo industrial não tem uma qualidade de suporte comum tão bem definida. Conforme a Figura B.3 grupos de espécies tratadas com *propensity score* próximo 0,4 foram relacionados com grupos de espécies com *propensity score* próximo de 0,2. O mesmo foi realizado com espécies tratadas com valor de *propensity score* próximos de 0,90. Ou seja, nesse modelo, aceitou-se relacionar espécies um pouco mais diferentes em termos de família e UF. Aceitou-se uma variação máxima de 0,2 de escore de propensão.

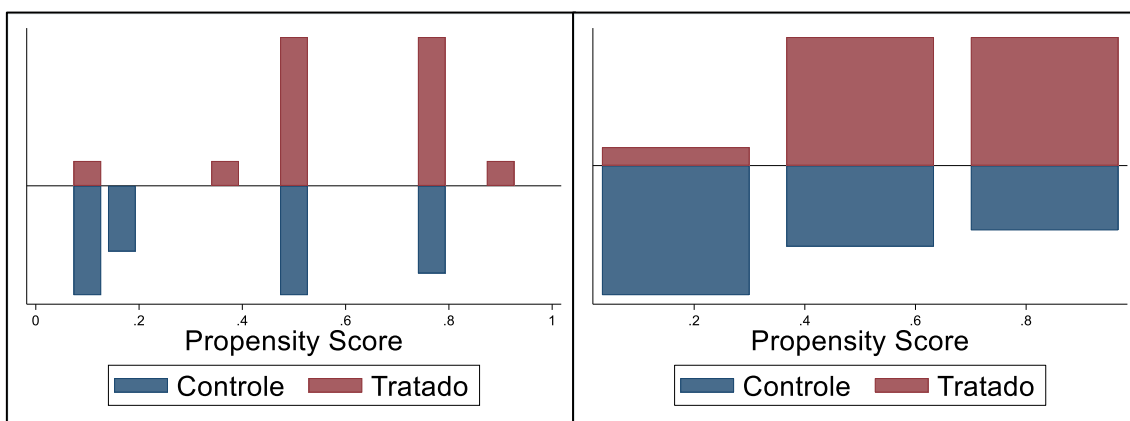
Figura B.3 –Diferenças de *propensity score* entre tratados e controles após o *matching* – somente industrial



Fonte: Elaboração própria.

Analisando o suporte comum do modelo industrial na Figura B.4 à esquerda, pode-se observar que existem grupos de tratados sem controle e grupo de controle sem tratado. Para que o gráfico representasse que a existência de tratados e controles dentro do mesmo intervalo de *propensity score*, foi necessário criar grandes intervalos de *propensity score*, o que não é uma prática recomendada. Portanto, a abordagem de PSM industrial ficou um pouco prejudicada porque não teve suporte comum. O PSM industrial é estimado no corpo deste estudo para fins de comparação com os demais modelos, mas nenhuma conclusão é obtida de suas estimativas.

Figura B.4 – Comparação de suporte comum entre tratados e controles após o *matching* – somente industrial.



Fonte: Elaboração própria.



## APÊNDICE C – NORMATIVOS DE PROIBIÇÃO DE PESCA

Tabela C.1 – Normativos de proibição de pesca continental por temporada

Região	Cobertura estadual	2000/2002	2002/2004	2004/2006	2006/2008	2008/2010	2011 em diante	
<i>Bacia Amazônica</i>		P480/91		IN06/04				
		P99/00		IN18/04				
	AC: 100%	P101/00		IN22/04	IN06/04	IN06/04	IN06/04	
	AM: 100%	P102/00	P480/91	IN34/04a	IN34/04a	IN34/04a	IN34/04a	
	AP: 100%	P103/00	IN06/02	IN35/04	IN01/05	IN01/05	IN01/05	
	MT: 66%	P139/01	P72-N/02	IN01/05	IN35/05	IN35/05	IN35/05	
	PA: 75%	P140/01	P142/02	IN17/05	IN43/05	P48/07	P48/07	
	RO: 100%	P141/01	P65/03	IN35/05	P48/07	IN205/08	IN205/08	
	P142/01		IN43/05					
	P143/01							
<i>Bacia do Araguaia e Tocantins</i>	GO: 58%	P03/90		IN24/04				
	MA: 9%	P72/00	P03/90	IN25/04	IN24/05	IN24/05	IN24/05	
	MT: 15%	P81/00	P142/02	IN24/05	IN46/05	IN46/05	IN12/11	
	PA: 22%	P131/01	P55/03	IN46/05	IN49/05	IN49/05	IN13/11	
	TO: 100%	P132/01	P57/03	IN49/05				
<i>Bacia do Parnaíba</i>	MA: 20%	P81/00	P142/02	IN20/04				
	PI: 100%	P95/00	P61/03	IN40/05	IN40/05	IN40/05	IN40/05	
	CE: -*	P184/01						
<i>Bacia do São Francisco</i>	AL: 51%							
	BA: 54%	P71/00						
	DF: 23%	P75/00	P142/02	IN12/04				
	MG: 40%	P123/01	P59-N/03	IN48/05	P50/07	P50/07	P50/07	
	PE: 71%	P124/01						
	SE: 32%							
<i>Bacia do Paraguai</i>		P77/00						
	MS: 53%	P78/00	P142/02	IN01/04	IN123/06			
	MT: 19%	P79/00	P64/03	IN36/05	P44/07	IN201/08	IN201/08	
		P135/01						
<i>Bacia do Paraná</i>	GO: 41%							
	MG: 27%							
	MS: 47%	P73/00	P142/02	IN16/04a	IN124/06	IN194/08		
	PR: 92%	P130/01	P60/03	IN42/05	P49/07	IN25/09	IN25/09	
	SC: 11%							
SP: 85%								
<i>Bacia do Uruguai</i>		P83/00						
	RS: 45%	P84/00	P142/02	IN10/04	IN116/06	IN193/08		
	SC: 51%	P162/01	P50/03	IN05/05	P46/07		IN193/08	
		P163/01		IN39/05				
<i>Bacias do Atlântico</i>	BA: 46%		P26/02	P25/03		P85/03		
	CE*: 100%		P34/02	P85/03		IN02/04	P85/03	
	ES: 100%	P80/00	P115/02	IN02/04	P85/03	IN129/06	IN02/04	
	MA: 71%	P81/00	P142/02	IN16/04b	IN02/04	P51/07	IN129/06	
	MG: 16%	P82/00	P13/03	IN26/04	IN84/06	IN148/07	P04/08	
	PB: 100%	P85/00	P14/03	IN28/04	IN85/06	P04/08	IN195/08	
	RN: 100%	P01/01	P25/03	IN34/04b	IN117/06	P07/08	IN196/08	
	RJ: 100%	P164/01	P71/03	IN10/05	IN129/06	P08/08	IN197/08	
	RS: 55%	P165/01	P72/03	IN44/05	IN130/06	IN195/08	IN209/08	
	SC: 38%	P188/01	P84-N/03	IN47/05	IN136/06	IN196/08	IN210/08	
	SP: 14%		P85/03	IN58/05	P47/07	IN197/08		
	<i>Reservatórios Públicos</i>	Brasil			IN51/04	IN51/04	IN51/04	IN51/04

Fonte: Elaboração própria.

Obs: os percentuais de cobertura são medidas aproximadas. \* O estado do Ceará tem 11% de seu território pertencente à bacia do rio Parnaíba, mas os normativos que abrangem o Ceará nas bacias do Atlântico também regulamentam essa região. P= Portaria; IN = Instrução Normativa.

Tabela C.2 – Normativos de proibição de pesca marinha por temporada

(continua)

<i>Espécie</i>	<i>Região</i>	<i>2000/2002</i>	<i>2002/2004</i>	<i>2004/2006</i>	<i>2006/2008</i>	<i>2008/2010</i>	<i>2011 em diante</i>
<i>Anchova</i>	SC, PR e RS	P127-N/94	P127-N/94	P127-N/94	P127-N/94	IN02/09	IN02/09
<i>Bagre marinho</i>	RS (BH do Tramandaí)			IN17/04	IN17/04	IN17/04	IN17/04
	RS, SC, PR e SP	P42-N/84	P42-N/84	P42-N/84	P42-N/84	P42-N/84	P42-N/84
<i>Camarões</i>	PR	P133/94	P133/94	P133/94	P133/94	P133/94	P133/94
	BA, ES, RJ e SP				IN130/06		
	ES, RJ, SP, PR, SC e RS	P74/01	P74/01	P74/01	IN91/06 IN92/06	IN189/08	IN189/08
	SC (complexo lagunar)			IN25/05	IN103/06 IN163/07	IN182/08 IN21/09	IN21/09
	SC (Baía de Babitonga)		P134/02 P70/03	P70/03	P70/03	P70/03	P70/03
	PE, SE, AL e BA	P56-N/92 P39/01	P32/02	IN21/04 IN14/04	IN14/04	IN14/04	IN14/04
	AP, PA, MA e PI	P290/00 P409/01	IN08/02 IN06/03	IN09/04	IN09/04	IN09/04	IN09/04
<i>Caranguejo Real</i>	Brasil					IN21/08	IN21/08
<i>Caranguejo-Uçá</i>	PA, MA, PI, CE, RN, PB, PE, AL, SE e BA	P13-N/87 P1208/89	P85/02 P34/03	P34/03	P34/03	P34/03	P34/03 IN01/10 IN01/11 IN02/12 IN01/13 IN08/13 IN09/14 IN06/17
	ES, RJ, SP, PR e SC	P122/01	P124/02 P52/03	P52/03	P52/03	P52/03	P52/03
	ES	P08/01 P01/02	P02/02 P02/03	P02/04 P01/06	IN01/07 P01/07	P01/08	IN02/11 IN04/12
<i>Caranha (Pargo)</i>	AP, PA, MA, PI, CE, RN, PB, PE e AL			IN07/04	IN07/04	IN07/04	IN07/04
	Brasil						IN08/12
<i>Guaiamum (caranguejo-azul)</i>	CE, RN, PB, PE, AL, SE e BA				IN90/06	IN90/06	IN90/06
	ES, RJ e SP		P125/02 P53/03	P53/03	P53/03	P53/03	P53/03
	ES	P08/01 P01/02	P03/02 P01/03	P01/04 P02/06			
<i>Gurijuba</i>	AP	P73/96	P73/96	P73/96	P73/96	P73/96	P73/96
<i>Lagostas</i>	Brasil	P137/94	P137/94	P137/94	P137/94	IN206/08	IN206/08
<i>Manjuba</i>	SP (Vale do Ribeira)			IN33/04	IN33/04	IN33/04	IN33/04
<i>Mexilhão</i>	ES, RJ, SP, PR, SC e RS	P808-N/90	P09-N/03	P09-N/03	IN105/06	IN105/06	IN105/06
<i>Ostras</i>	SP e PR	P40/86	P40/86	P40/86	P40/86	P40/86	P40/86
<i>Pirapema</i>	AP				P48/07		
<i>Robalo</i>	BA	P49-N/92	P49-N/92	P49-N/92	P49-N/92	P49-N/92	P49-N/92
	ES	P49-N/92	P49-N/92	P49-N/92	P49-N/92	IN10/09	IN10/09
<i>Sardinha</i>	SP, PR, RJ e SC	P74/00	IN10/02	IN07/03	IN128/06	IN15/09	IN15/09
		P458/01	IN07/03				
<i>Bagre marinho, Camarão Rosa, Corvina e Tainha</i>	RS (Lagoa dos Patos)	P171/98 P144/01	P47/02	IN03/04	IN03/04	IN03/04	IN03/04

Tabela C.2 – Normativos de proibição de pesca marinha por temporada

(conclusão)

<i>Espécie</i>	<i>Região</i>	<i>2000/2002</i>	<i>2002/2004</i>	<i>2004/2006</i>	<i>2006/2008</i>	<i>2008/2010</i>	<i>2011 em diante</i>
<i>Tainha</i>	ES, RJ, SP, PR, SC e RS	P26/95	P26/95	P26/95	P26/95	IN171/08	IN171/08
<i>Todas</i>	PR			IN32/04			
<i>Diversas*</i>							P192/15

Fonte Elaboração própria.\* Suspender, por até 120 dias, os períodos de defeso dos seguintes atos normativos: P40-N/86, P49-N/92, P85/03, IN40/05, IN129/06, P48/07, P04/08, IN209/08, IN210/08 e IN10/09. P= Portaria; IN = Instrução Normativa.

Tabela C.3 – Normativos de proibição permanente de pesca para espécies ameaçadas de extinção

(continua)

<i>Espécie</i>	<i>Região</i>	<i>06/04-11/05</i>	<i>11/05-12/14</i>	<i>12/14-06/15</i>	<i>06/16-08/16</i>	<i>09/16-11/16</i>	<i>11/16-...</i>
<i>Arraia</i>	PR, RJ, RS, SC e SP	IN05/04			P445/14 S523-A/16		P395/16 P161/17
	Brasil		IN52/05				
<i>Badejo</i>	BA, PE, RJ e SP	IN05/04					P395/16 P161/17
<i>Cação</i>	Brasil	IN05/04	IN52/05	P445/14 AI25933	P445/14 S523-A/16	P395/16 P161/17	P395/16 P161/17
<i>Camarão Água doce</i>	PE, RJ, SC, AL, BA, ES, PA, PI, RS, SP, CE e SE	IN05/04					
	Brasil		IN52/05				
<i>Caranha</i>	AL, BA, CE, ES, PB, PE, PR, RJ, RN, SC, SP	IN05/04					P395/16 P161/17
	MG, MS, SP e PA	IN05/04					
<i>Joaninha</i>	Brasil		IN52/05	P445/14 AI25933	P445/14 S523-A/16	P395/16 P161/17	P395/16 P161/17
	MG	IN05/04					
<i>Jundiá</i>	Brasil		IN52/05				P395/16 P161/17
	PR	IN05/04					
<i>Lambari</i>	Brasil		IN52/05	P445/14 AI25933	P445/14 S523-A/16	P395/16 P161/17	P395/16 P161/17
	BA, ES, MG, MS, PR, RS, SC, RJ e SP	IN05/04					
<i>Matrinxã</i>	Brasil		IN52/05	P445/14 AI25933	P445/14 S523-A/16	P395/16 P161/17	P395/16 P161/17
	MG, MS e SP	IN05/04					
<i>Pacu</i>	Brasil		IN52/05	P445/14 AI25933	P445/14 S523-A/16	P395/16 P161/17	P395/16 P161/17
	MG	IN05/04					
<i>Piau</i>	Brasil		IN52/05		P445/14 S523-A/16		P395/16 P161/17
	BA e MG	IN05/04					
<i>Pirá</i>	Brasil		IN52/05		P445/14 S523-A/16		P395/16 P161/17
	BA, CE, ES, PB e RN	IN05/04					
<i>Grumatã</i>	Brasil				P445/14 S523-A/16		P395/16 P161/17
	Brasil				P445/14 S523-A/16		P395/16 P161/17

Tabela C.3 – Normativos de proibição permanente de pesca para espécies ameaçadas de extinção

<i>Espécie</i>	<i>Região</i>	(conclusão)					
		<i>06/04- 11/05</i>	<i>11/05- 12/14</i>	<i>12/14- 06/15</i>	<i>06/16- 08/16</i>	<i>09/16- 11/16</i>	<i>11/16-...</i>
<i>Peixe-rei</i>	Brasil				P445/14		P395/16
					S523-A/16		P161/17
<i>Garoupa</i>	Brasil				P445/14		P395/16
					S523-A/16		P161/17
<i>Miragaia</i>	Brasil				P445/14		P395/16
					S523-A/16		P161/17
<i>Vieira</i>	Brasil				P445/14		P395/16
					S523-A/16		P161/17
<i>Camurupim</i>	Brasil						P395/16
							P161/17
<i>Mandi</i>	Brasil						P395/16
							P161/17
<i>Batata</i>	Brasil						P395/16
							P161/17
<i>Budião</i>	Brasil						P395/16
							P161/17
<i>Atum</i>	Brasil						P395/16
							P161/17
<i>Agulhão</i>	Brasil						P395/16
							P161/17

Fonte: Elaboração própria.

Obs: somente espécies com produção. P= Portaria; IN = Instrução Normativa; AI25933 = AGRAVO DE INSTRUMENTO N. 0025933-82.2015.4.01.0000/DF; S523-A/16 = SENTENÇA Tipo A - 523/2016.

## APÊNDICE D – DICIONÁRIOS PADRONIZAÇÃO DE ESPÉCIES

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continua)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Abrótea	Brota e abrótea-de-fundo	Phycidae	Urophycis spp. Urophycis brasiliensis Urophycis mystacea Urophycis cirrata	Peixe Ósseo
Alfonsino		Berycidae	Beryx splendens	Peixe Ósseo
Agulha	Agulha-branca Agulha-preta Agulhinha	Hemiramphidae Belonidae	Hyporhamphus unifasciatus Hemiramphus brasiliensis Strongylura marina	Peixe Ósseo
Agulhão	Agulhão-branco; agulhão-prata, Agulhão-maka Marlim-branco, Agulhão azul, Agulhão-verde Marlim-bicudo, Marlin Agulhão-negro, agulhão-preto Agulhão-vela, agulhão-bandeira, Bacho	Istiophoridae	Kajikia albida Istiophorus platypterus Tetrapturus pfluegeri Makaira nigricans Istiophorus albicans	Peixe Ósseo
Amboré		Gobiidae	Bathygobius soporator	Peixe Ósseo
Amoreia	Dorminhoco	Eleotridae	Gobiomorus dormitor	Peixe Ósseo
Anchova	Enchova e Marisqueira	Pomatomidae	Pomatomus saltatrix	Peixe Ósseo
Arabaiana	Olhete, Oleti Olho-de boi, Arabaiana-pintada  Arabaiana-norte	Carangidae	Seriola lalandi Seriola dumerili Seriola fasciata Elagatis bipinnulata	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Aracimbora	Garacimbora, Garaximbora, Araximbora, Guaracimbora	Carangidae	Caranx latus	Peixe Ósseo
	Garajuba, Xerelete, Xarelete, Guarajuba		Caranx crysos	
	Guaraiúba, Guaraximbora		Carangoides bartholomaei	
	Carapau, Guaricema, Guaracema, Guarassuma		Caranx ruber	
	Xaréu		Caranx hippos	
	Xaréu-branco		Alectis ciliaris	
	Sabão		Uraspis secunda	
	Vento-leste		Pseudocaranx dentex	
Água-fria	Hemicaranx amblyrhynchus			
Aratu		Calaeidae	Goniopsis cruentata	Crustáceo
Arraia	Raia	Rajidae	Diversas	Peixe Cartilaginoso
	Cação viola, Viola, Viola-de-focinho-curto, Raia-viola	Rhinobatidae		
	Raia-emplastro, Raia-ferreira, Emplastro	Arhynchobatidae		
	Raia-jamanta, Raia-ticonha	Myliobatidae		
		Gymnuridae		
		Narcinidae		
Raia-manteiga	Dasyatidae			
Antimora-azul		Moridae	Antimora rostrata	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Atum	Albacora, Atum-cachorra, Albacora bandolim, Albacora lage Atum-legítimo Albacora-branca e atum-voador Albacora-laje e atum-galha-amarela Albacorinha, binta, Albacora-azul	Scombridae	Thunnus spp. Thunnus obesus Thunnus alalunga Thunnus albacares Thunnus atlanticus	Peixe Ósseo
Equetus	Bacalhau Pai-joão	Sciaenidae	Equetus punctatus Pareques acuminatus	Peixe Ósseo
Badejo	Sirigado, Badejo-mira	Serranidae	Mycteroperca spp.	Peixe Ósseo
Bagre marinho	Bagre, Ariidae, ariídeo, Bagre Amarelo, Sari-sari bagre marinho, Bagre Guriaçu bagre-branco bagre-fita bagre-mandim, Rosado Bagre-Rosado, Pararê Bandeirado, bagre-bandeira	Ariidae	Bagre bagre Bagre marinus Bagre panamensis Cathorops spixii Genidens barbatus Genidens genidens Bagre pinnimaculatus	Peixe Ósseo
Baiacu	Baiacu-arara e baiacu-guará	Tetraodontidae	Lagocephalus laevigatus	Peixe Ósseo
Batata	Batata-da-pedra	Malacanthidae	Caulolatilus chrysops Lopholatilus villarii	Peixe Ósseo
Beijupirá	Bijupirá	Rachycentridae	Rachycentron canadum	Peixe Ósseo
Berbigão	Massunim Maçunim	Veneridae	Anomalocardia flexuosa Tivela mactroides	Molusco
Betara	Papa-terra, Papaterra-(betara)	Sciaenidae	Menticirrhus spp.	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Bicuda	Pescada bicuda, Barracuda	Sphyraenidae	Sphyraena tome Sphyraena guachancho Sphyraena barracuda	Peixe Ósseo
Bonito	Bonito-cachorro Bonito-listrado e gaiado, Bonito-barriga-listada Bonito-pintado	Scombridae	Auxis thazard thazard Katsuwonus pelamis Euthynnus alletteratus	Peixe Ósseo
Budião		Scaridae	Sparisoma spp.	Peixe Ósseo
Búzios		Gastropoda (class)	Gastropoda	Molusco
Cabra	Cabrinha	Triglidae	Prionotus spp.	Peixe Ósseo
Cação	Cação-anequim, Cação-moro, Cação cavala, Tubarão, Cação-azeiteiro Cação-azul, Cação baia, Cação cabeça chata, Cação lombo preto, Cação Bico Doce, Cação cola fina, Cação-fidalgo, Tintureira, Moka Cação-mangona, Cação toninha, Cação-tuninha, Mestiço, Caçonete Cação-bruxa, Galha-de-cação, Cação-frango, Cação-malhado, Marracho Cação-espada, Cação-cabeça-chata, Cação-rajado, Cação-galhudo Cação-martelo, Cação-cambeva, Cação-vaca, Cambeva, Ratinho Cação raposa, Cação tigre, Cação-galha-branca, Cação-rola-rola,	Lamnidae Carcharhinidae Triakidae Odontaspidae Hexanchidae Mitsukurinidae Sphyrnidae Alopiidae	Diversas	Peixe Cartilaginoso



Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Cação	Cação bagre, Cação gato, Cação-gatuzo, Cação-galha-preta, Raposa, tubarão-anjo, peixe-anjo, Cação panã, Cação-Panam, Cação-anjo	Squalidae Squatinidae		
Camarão barba ruça	Camarão-serrinha ou ferrinho	Penaeidae	Artemesia longinaris	Crustáceo
Camarão Branco	Camarão-legítimo, Camarão-caboclo, Camarão Pistola	Penaeidae	Penaeus schmitti	Crustáceo
Camarão Rosa	Camarão-pistola Camarão-espigão	Penaeidae	Penaeus paulensis Penaeus brasiliensis Penaeus subtilis	Crustáceo
Camarão Vermelho	Camarão Santana	Solenoceridae	Pleoticus muelleri	Crustáceo
Camarão Sete-barbas	Camarão-de-areia, Camarão-ferro, Camarão Escolha	Penaeidae	Xiphopenaeus kroyeri	Crustáceo
Camarão espécies)	(outras Camarão-carabineiro, Camarão-alistado, Camarão-estuarino, Carabinero Não especificado, Camarão cristalino, Camarão Grande e Pequeno Camarão-gigante-da-Malásia, Camarão-listrado, Camarão-moruno Camarão-parapenaeus, Lagostim-de-iguape, Pitú-de-iguape			Crustáceo
Cambeua	Bagre-Cambeba	Ariidae	Notarius grandicassis	Peixe Ósseo
Camurupim	Pema, Pirapema, Tarpão	Megalopidae	Megalops atlanticus	Peixe Ósseo
Cangatá	Bagre-cangatá ou Cangatã	Ariidae	Aspistor quadriscutis	Peixe Ósseo
Cangoá		Sciaenidae	Stellifer spp.	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Cangulo	Peixe-porco, peroá	Balistidae	Balistes spp. Balistes capriscus	Peixe Ósseo
	Porco-peludo	Monacanthidae	Aluterus monoceros Stephanolepis hispidus	
Caranguejo Real	Caranguejo Rei, king crab, Caranguejo de pedra, Caranguejo Vermelho	Geryonidae	Chaceon ramosae Chaceon notialis Paralithodes camtschaticus	Crustáceo
	Caranguejo-de-profundidade, red king crab	Lithodidae		
Caranguejo-Uçá	Uçá, Catanhão, Caranguejo, Caranguejo-verdadeiro Uçaúna e Caranguejo-do-mangue, Caranguejos agrupados (SP-defeso)	Ocypodidae	Ucides cordatus	Crustáceo
Caranguejos (Diversos)	Caranguejo-africano, Caranguejo-guaia, Caranguejo-murray Caranguejo-pedra-vermelha, Caranguejo-santola, Chama-maré			Crustáceo
Caranha	Caranho; vermelho, Dentão, Vermelho Carapitanga Ariacó Cioba, Ceoba, Caraputanga Guaiúba, Realito, Sirioba, Vermelha Guaiúba Pargo, Pargo-cachucho, Red snapper	Lutjanidae	Lutjanus spp. Lutjanus jocu Lutjanus synagris Lutjanus analis Ocyurus chrysurus Lutjanus purpureus Lutjanus griseus Rhomboplites aurorubens	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonômico</b>
Carapeba	Carapicu Tinga Carapeba-branca, Caratinga Carapipiacuaçu	Gerreidae	Diapterus auratus Diapterus rhombeus Eugerres brasilianus Eucinostomus argenteus	Peixe Ósseo
Castanha	Chora-chora Castanha-riscada	Sciaenidae	Umbrina canosai Umbrina coroides	Peixe Ósseo
Cavalinha	Piriquito	Scombridae	Scomber japonicus	Peixe Ósseo
Cavalinha-do-norte		Gempylidae	Thyrstitops lepidopoides	Peixe Ósseo
Chicharro	Xixarro	Carangidae	Trachurus lathami	Peixe Ósseo
Cirurgião		Acanthuridae	Acanthurus spp.	Peixe Ósseo
Coió		Dactylopteridae	Dactylopterus volitans	Peixe Ósseo
Concha	Chave, Caramujo	Volutidae	Volutidae spp.	Molusco
Congro	Congrio	Congridae	Conger spp.	Peixe Ósseo
Congro-rosa	Congrio-rosa	Ophidiidae	Genypterus brasiliensis	Peixe Ósseo
Corcoroca	Sapuruna, Xira, Biquara, Cambuba	Haemulidae	Haemulon spp. Pomadasys spp. Orthopristis ruber	Peixe Ósseo
Corongo		Muraenesocidae	Cynoponticus savanna	Peixe Ósseo
Corvina	Cascote, Corvina-crioula, Corvina-de-linha Corvina-de-rede, Corvina-marisqueira, Corvineta Cupá, Cururuca, Guatucupá Murucaia, Tacupapirema, Ticopá e Ticupá	Sciaenidae	Micropogonias furnieri Argyrosomus regius	Peixe Ósseo
Curimbatá		Prochilodontidae	Prochilodus lineatus	Peixe Ósseo
Dourado	Cabeçudo	Coryphaenidae	Coryphaena hippurus	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Espada	Catana, Peixe espada	Trichiuridae	Trichiurus lepturus	Peixe Ósseo
Espadarte	Meka	Xiphiidae	Xiphias gladius	Peixe Ósseo
Enguia		Anguillidae	Anguilla anguilla	Peixe Ósseo
Frade		Pomacanthida e	Pomacanthus paru	Peixe Ósseo
Galo	Galo-de-penacho, Peixe-galo, Galo-sem-penacho	Carangidae	Selene spp.	Peixe Ósseo
Galo de profundidade		Zeidae	Zenopsis conchifer	Peixe Ósseo
Garapau		Carangidae	Selar crumenophthalmus	Peixe Ósseo
Garoupa	Cherne, Xerne, Garoupa-são-tomé Cherne-galha-amarela Mero Cherne-poveiro	Serranidae  Polyprionidae	Epinephelus spp. Hyporthodus flavolimbatus Epinephelus itajara Polyprion americanus	Peixe Ósseo
Gordinho		Stromateidae	Peprilus paru	Peixe Ósseo
Guaiamum (caranguejo-azul)	Guaiamum, Caranguejo-azul, Guaiamu, Guaimum Caranguejo-mulato-da-terra, Fumbamba	Gecarcinidae	Cardisoma guanhumim	Crustáceo
Guaivira	Salteira, Guaravira, Timbira, Solteira, Xavéia, Viúva	Carangidae	Oligoplites spp.	Peixe Ósseo
Gurijuba	Bagre-gurijuba, Guarijuba	Ariidae	Arius spp. Aspistor luniscutis	Peixe Ósseo
Jurupiranga	Bagre Jurupiranga	Ariidae	Amphiarius rugispinis	Peixe Ósseo
Lagarto		Synodontidae	Synodus foetens	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Lagosta	Lagosta-verde, Lagosta do Cabo Verde Lagosta-vemelha, Lagosta Verdadeira, Lagosta Espinhosa Lagosta-pintada Sapata, Sapateira	Palinuridae   Scyllaridae	Panulirus laevicauda  Panulirus argus Panulirus echinatus Scyllarides brasiliensis	Crustáceo
Lagostim	Camarão-pitu	Nephropidae	Metanephrops rubellus	Crustáceo
Lambreta	Sernambi, Sarnambi, Almeja	Lucinidae	Phacoides pectinatus	Molusco
Lanceta		Gempylidae	Gempylus serpens	Peixe Ósseo
Linguado	Tapa, Linguado-vermelho      Solia	Paralichthyidae   Bothidae Achiridae	Paralichthys spp. Syacium spp. Etropus spp. Citharichthys spp. Bothus spp. Monolene spp. Gymnachirus spp. Hypoclinemus mentalis Cyclopsetta spp.	Peixe Ósseo
Lua	Peixe-lua	Molidae	Mola mola	Peixe Ósseo
Lula		Loliginidae	Doryteuthis sanpaulensis Doryteuthis (Amerigo) surinamensis Lolliguncula (Lolliguncula) brevis Doryteuthis (Doryteuthis) pleii Sepioteuthis sepioidea	Molusco

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonômico</b>
Lula	Calamar argentino, Saco-de-boi	Ommastrephidae	Illex argentinus Todarodes filippovae Ornithoteuthis antillarum Ommastrephes bartramii Sthenoteuthis pteropus Eucleoteuthis luminosa Hyaloteuthis pelagica	
Machote	peixe-zebra	Cyprinidae	Danio rerio	Peixe Cartilaginoso
Mamangava	Mamangá-liso, Mangavo,	Batrachoididae	Porichthys porosissimus	Peixe Ósseo
Manjuba	Pitinga, arenque Pilombeta, manjuba-boca-torta, sardinha-boca-torta Anchoita Mulatinha, Manjuba-de-iguape Manjubão	Engraulidae	Anchoa spp. Cetengraulis edentulus Engraulis anchoita Anchoviella spp. Lycengraulis grossidens	Peixe Ósseo
Maria-luiza		Sciaenidae	Paralonchurus brasiliensis	Peixe Ósseo
Mariquita	Jaguareça Foguera	Holocentridae	Holocentrus adscensionis Myripristis jacobus	Peixe Ósseo
Marimbá		Sparidae	Diplodus argenteus	Peixe Ósseo
Merluza	Merluza-de-cola	Merlucciidae	Merluccius hubbsi Macruronus magellanicus	Peixe Ósseo
Merluza-negra		Nototheniidae	Dissostichus eleginoides	Peixe Ósseo
Mexilhão	Marisco	Mytilidae	Perna perna	Molusco
Michole	Aipim	Serranidae	Diplectrum spp.	Peixe Ósseo
Miracéu	Tanduju	Uranoscopidae	Astroscopus sexspinosus	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Miragaia	Burriquete, Piraúna, Borriquete	Sciaenidae	Pogonias cromis	Peixe Ósseo
Mirucaia		Sciaenidae	Bairdiella ronchus	Peixe Ósseo
Milongo		Ophidiidae	Lepophidium brevibarbe	Peixe Ósseo
Mossorongo	peixe-dragão	Gobiidae	Gobioides broussonnetii	Peixe Ósseo
Moréia	Mororó, Camurú	Muraenidae	Gymnothorax spp.	Peixe Ósseo
Namorado		Pinguipedidae	Pseudopercis spp.	Peixe Ósseo
Niquim		Scorpaenidae Batrachoididae	Scorpaena spp. Thalassophryne spp.	Peixe Ósseo
Olho-de-cão		Priacanthidae	Priacanthus spp.	Peixe Ósseo
Ostras		Ostreidae	Crassostrea spp. Crassostrea rhizophorae Crassostrea brasiliana	Molusco
Ouriço		Echinometridae	Echinometra lucunter	Echinodermata
Oveva	Boca-torta, Boca Mole	Sciaenidae	Larimus breviceps	Peixe Ósseo
Pacamão		Batrachoididae	Amphichthys cryptocentrus	Peixe Ósseo
Palombeta	Peixe-tábua Parona, Viúva-negra	Carangidae	Chloroscombrus chrysurus Parona signata	Peixe Ósseo
Pampo	Canguira, Pampo-real, Pampo-galhudo, Sernambiguara, Pampo-malhado	Carangidae	Trachinotus spp.	Peixe Ósseo
Papa-figo	Pampo-pintado	Stromateidae	Stromateus brasiliensis	Peixe Ósseo
Papa-mosca		Cheilodactylidae	Nemadactylus bergi	Peixe Ósseo
Parati-barbudo		Polynemidae	Polydactylus spp.	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>		<b>Nível Taxonomico</b>
Pargo-rosa		Sparidae	Pagrus pagrus		Peixe Ósseo
Paru	Enchada, sabará, Gordinho (Parú)		Ephippidae	Chaetodipterus faber	Peixe Ósseo
Peixe-pedra	Golosa, Sauara, Saguá		Haemulidae	Genyatremus luteus	Peixe Ósseo
Peixe-piloto			Carangidae	Naucrates ductor	Peixe Ósseo
Peixe-prego	Peixe-rato, Enchova-preta Escolar		Gempylidae	Ruvettus pretiosus Lepidocybium flavobrunneum	Peixe Ósseo
Peixe-rei			Atherinopsidae Atherinidae	Atherinella brasiliensis Odontesthes spp. Odontesthes argentinensis Odontesthes bonariensis Odontesthes humensis	Peixe Ósseo
Peixe-sapo	Diabo, pescador, rape, Peixe-rape		Lophiidae	Lophius gastrophysus	Peixe Ósseo
Peixe-voador	voador-holandês voador		Exocoetidae Exocoetidae	Cheilopogon cyanopterus Hirundichthys affinis	Peixe Ósseo
Pescada	Goete, Pescadinha-goete, Guete Pescada-banana Pescada-dentão, Pescada-foguete Pescada-amarela Pescada-branca Pescada-cururuca, Pescada-cambuçu Maria-mole, Pescada-olhuda Pescadinha; milonga, Pescadinha gó, Pescadinha-real, pescada gó		Sciaenidae	Cynoscion spp. Nebris microps Macrodon spp. Cynoscion acoupa Cynoscion leiarchus Cynoscion virescens Cynoscion guatucupa Macrodon ancylodon	Peixe Ósseo



Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonômico</b>
Pregoái		Strombidae	Strombus spp.	Molusco
Pirajica	Pijirica	Kyphosidae	Kyphosus spp.	Peixe Ósseo
Polvo		Octopodidae Eledonidae	Octopus spp. Eledone spp.	Molusco
Prejereba	Gereba	Lobotidae	Lobotes surinamensis	Peixe Ósseo
Remora		Echeneidae	Remora spp. Phtheirichthys lineatus Echeneis naucrates	Peixe Ósseo
Robalo	Robalo-Branco, Camurim, Barriga mole, Robalão, Robalo-bicudo, Robalo-flecha Robalo-estoque, Rolão, Robalo-peva, Robalo-peba, Cambriaçu, Camurim-Branco, Camurim-Amarelo, Camurim-Peba, Camurim-Pena, Camurim-Tapa, Camuri, Cangoropeba Camorim, Camorim-corcunda, Robalo-de-galha,	Centropomidae	Centropomus spp. Centropomus parallelus Centropomus undeciimilis	Peixe Ósseo
Roncador	Coró	Haemulidae	Conodon nobilis	Peixe Ósseo
Salema		Haemulidae	Anisotremus virginicus	Peixe Ósseo
Saugaritá		Muricidae	Stramonita haemastoma	Molusco
Saramonete	Saramunete	Mullidae	Pseudupeneus maculatus	Peixe Ósseo
Sarrão		Sebastidae	Helicolenus spp.	Peixe Ósseo
Sarda	Sororoca, Serra, Sarda (Serra), Serrinha Bonito-serrinha	Scombridae	Scomberomorus maculatus Scomberomorus brasiliensis	Peixe Ósseo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
	Cavala, Cavala-branca e cavala-verdadeira Cavala-empinge		Scomberomorus cavalla Acanthocybium solandri Sarda sarda	
Sardinha	Maromba, Sardinha-do-reino, Sardinha-azul, Sardinha-verdadeira Sardinha-legítima, Araberi, Araberaçu, sardinha-cascuda Sardinha-chata e sardinha-bandeira, Sardinha-laje	Clupeidae	Sardinella brasiliensis Harengula clupeola Opisthonema oglinum	Peixe Ósseo
Sardinha-mole		Pristigasteridae	Pellona harroweri	Peixe Ósseo
Sargentinho		Pomacentridae	Abudefduf saxatilis	Peixe Ósseo
Sargo	Salgo, Sargo-de-dente Canhanha	Sparidae	Archosargus probatocephalus Archosargus rhomboidalis	Peixe Ósseo
Savelha		Clupeidae	Brevoortia spp.	Peixe Ósseo
Siri	Siri-azul, Siri-fedido, Siri-pintado Siri-vermelho Siri-candeia	Portunidae	Callinectes spp. Cronius ruber Achelous spinimanus	Crustáceo
Sururu	Mexilhão-do-mangue	Mytilidae Mytilidae	Mytella charruana Mytella spp.	Molusco
Tainha	Parati, Saúna; curimã; cacetão e tainhota Urimã, Curumã, Tapiara, Targana, Cambira, Muge Mugem, Fataça, Sauna	Mugilidae	Mugil spp. Mugil liza Mugil cephalus	Peixe Ósseo
Tira-vira	Pez-palo	Percophidae	Percophis brasiliensis	Peixe Ósseo
Tortinha	Tortinha (pescadinha)	Sciaenidae	Isopisthus parvipinnis	Peixe Ósseo
Tamburutaca		Stomatopoda (ordem)	Stomatopoda	Crustáceo

Tabela D.1 – Dicionário de espécies marinhas

(conclusão)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Trilha	Salmonete	Mullidae	Mullus argentinae	Peixe Ósseo
Trombeta	Trombeta-vermelha	Fistulariida e	Fistularia spp.	Peixe Ósseo
Unha de velho	Unha-de-velho	Solecurtida e	Tagelus plebeius	Molusco
Uricica	Uriacica, Bagre-Uriacica, Bagre-Uricica	Ariidae	Notarius bonillai	Peixe Ósseo
Uritinga	Bagre-Uritinga	Ariidae	Sciades proops	Peixe Ósseo
Vieira	Concha-shell	Pectinidae	Euvola ziczac	Molusco
Outros peixes	Outras espécies, Mistura, Outros esparídeos, Caíco Espécies não consideradas: Catuá, Papuda, Rabo de fogo, Pontudo, Fundo, Peixe-para-farinha, Residuo, Ovas	Diversas	Diversas	Peixe Ósseo
Outros moluscos		Diversas	Diversas	Molusco
Outros crustáceos		Diversas	Diversas	Crustáceo

Fonte: Elaboração própria

Tabela D.2 – Dicionário de espécies continentais

(continua)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Acará	Cará, Acará-papa-terra, Acará-rói-rói Acaratinga	Cichlidae	Geophagus spp. Geophagus proximus	Peixe Ósseo
Acará-açu	Apaiari	Cichlidae	Astronotus ocelatus	Peixe Ósseo
Apapá		Pristigasteridae	Pellona flavipinnis	Peixe Ósseo
Arenque		Engraulidae	Lycengraulis spp.	Peixe Ósseo
Armado	Abotoado	Doradidae	Pterodoras granulatus	Peixe Ósseo
Aruanã		Osteoglossidae	Osteoglossum bicirrhosum	Peixe Ósseo
Bacu		Doradidae	Platydoras costatus	Peixe Ósseo
Bagre-sapo		Heptapteridae	Pariolius armillatus	Peixe Ósseo
Bagre-africano		Clariidae	Clarias spp.	Peixe Ósseo
Barbado	Barbudo, Pati, Piranambu, Barba-chata	Pimelodidae	Pinirampus pirinampu	Peixe Ósseo
Bocudo	Leiteiro, Mandubé, Fidalgo, Boca, Lírio	Auchenipteridae	Ageneiosus spp.	Peixe Ósseo
Branquinha	Cubiu, Charuto	Curimatidae	Curimata spp.	Peixe Ósseo
			Curimata inornata	
			Curimata cyprinoides	
			Potamorhina latior	
Camarão		Palaemonidae	Macrobrachium spp.	Crustáceo
			Palaemon spp.	
			Cryphiops spp.	
		Sergestidae	Acetes spp.	
	Euryrhynchidae	Euryrhynchus spp.		
	Atyidae	Atya spp.		
		Potimirim spp.		

Tabela D.2 – Dicionário de espécies continentais

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonomico</b>
Carpa		Cyprinidae	<i>Cyprinus carpio</i>	Peixe Ósseo
Cascudo	Cascuda	Loricariidae	<i>Hypostomus</i> spp.	Peixe Ósseo
	Acari-bodó, Acari, Bodó	Loricariidae	<i>Pterygoplichthys</i> spp.	
	Cascudo-abacaxi	Loricariidae	<i>Megalancistrus</i> spp.	
	Cascudo-chinelo	Loricariidae	<i>Loricaria</i> spp.	
	Cacudo-preto	Loricariidae	<i>Rhinelepis aspera</i>	
Cuiú-cuiú	Cujuba	Doradidae	<i>Oxydoras niger</i>	Peixe Ósseo
Curvina	Corvina	Sciaenidae	<i>Pachyurus</i> spp.	Peixe Ósseo
	Pescada, Pescada-branca, Pescada-do-piauí		<i>Plagioscion squamosissimus</i>	
Dourada		Pimelodidae	<i>Brachyplatystoma rousseauxii</i>	Peixe Ósseo
Dourado	Tubarana, Tabarana	Bryconidae	<i>Salminus</i> spp.	Peixe Ósseo
Dourado-cachorro		Cynodontidae	<i>Rhaphiodon vulpinus</i>	Peixe Ósseo
Filhote	Piraíba	Pimelodidae	<i>Brachyplatystoma filamentosum</i>	Peixe Ósseo
Grumatã	Curimbá, Curimatã, Curimatã-pacu, Curimatã Comum	Prochilodontidae	<i>Prochilodus</i> spp.	Peixe Ósseo
	Curimatã-pacú, Curimatã-pacú (xira)		<i>Prochilodus nigricans</i>	
Ituí	Tuvira	Sternopygidae	<i>Sternopygus macrurus</i>	Peixe Ósseo
			<i>Sternopygus obtusirostris</i>	
Jaraqui		Prochilodontidae	<i>Semaprochilodus</i> spp.	Peixe Ósseo
Jaú	Pacamon, Pacumão, Pacamão	Pimelodidae	<i>Zungaro zungaro</i>	Peixe Ósseo
			<i>Zungaro jahu</i>	
Joaninha	Jacundá, Nhacunda	Cichlidae	<i>Crenicichla</i> spp.	Peixe Ósseo
Jundiá		Heptapteridae	<i>Rhamdia</i> spp.	Peixe Ósseo

Tabela D.2 – Dicionário de espécies continentais

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonômico</b>
Jurupoca		Pimelodidae	Hemisorubim platyrhynchos	Peixe Ósseo
Jatuarana	Jatuarana Avoador, Peixe-avoador, Voador	Hemiodontidae	Argonectes longiceps Hemiodus unimaculatus Hemiodus microlepis Hemiodus argenteus	Peixe Ósseo
Lambari	Piaba	Characidae	Astyanax spp.	Peixe Ósseo
Linguado		Achiridae	Catathyridium jenynsii	Peixe Ósseo
Mandi	Bagre-mandi, Bagre (Mandi), Bagre, Bagre-água-doce Bagre-amarelo	Pimelodidae	Pimelodus spp. Pimelodus maculatus	Peixe Ósseo
Mandirá	Mandi-moela, Fura-Calça	Pimelodidae	Pimelodina flavipinnis	Peixe Ósseo
Mapará	Jurupensém Perna-de-moça, Sardela	Pimelodidae	Hypophthalmus marginatus Hypophthalmus spp.	Peixe Ósseo
Matrinã	Jatuarana Piraputanga, Piracanjuba, Salmão, Bracanjuba	Bryconidae	Brycon melanopterus Brycon spp. Brycon cephalus	Peixe Ósseo
Morenita		Gymnotidae	Gymnotus carapo	Peixe Ósseo
Morrudo	Anujá, Cangati	Auchenipteridae	Trachelyopterus galeatus	Peixe Ósseo
Muçum		Synbranchidae	Synbranchus marmoratus	Peixe Ósseo
Pacu	Cumarú, Pacu-Ferro  Pacu-Caranha, Caranha, Pirapitinga	Serrasalminidae	Metynnis spp. Myleus spp. Myloplus spp. Piaractus spp. Mylossoma spp.	Peixe Ósseo

Tabela D.2 – Dicionário de espécies continentais

(continuação)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonômico</b>
Peixe-rei		Atherinidae	Odontesthes spp.	Peixe Ósseo
Peixe-cachorra	Cachorra, Peixe-cachorro, Cachorro	Cynodontidae	Hydrolycus scomberoides	Peixe Ósseo
Peixe-espada	Peixe-tatu	Rhamphichthyidae	Rhamphichthys rostratus	Peixe Ósseo
Piau	Corró, Piauçu, Piavuçu Aracu, Piava, Voga	Anostomidae	Leporinus spp. Schizodon Spp.	Peixe Ósseo
Pilombeta	Manjuba	Engraulidae	Anchoviella vaillanti	Peixe Ósseo
Pirá		Pimelodidae	Conorhynchus conirostris	Peixe Ósseo
Piramutaba	Piraputanga	Pimelodidae	Brachyplatystoma vaillantii	Peixe Ósseo
Piranha	Palomenta, Pirambeba	Serrasalminidae	Serrasalmus spp. Pygocentrus nattereri	Peixe Ósseo
Pirarara	Pirara	Pimelodidae	Phractocephalus hemiliopterus	Peixe Ósseo
Pirarucu		Arapaimidae	Arapaima gigas	Peixe Ósseo
Raia	Arraia	Potamotrygonidae	Potamotrygon falkneri Potamotrygon motoro	Peixe Cartilaginoso
Saguiru	Aragu Biru, Beiru, Branquinha (beiru)	Curimatidae	Steindachnerina insculpta Cyphocharax santacatarinae Cyphocharax voga	Peixe Ósseo
Saicanga	Peixe-cigarra	Characidae	Galeocharax knerii	Peixe Ósseo
Sardinha	Sardinha-Agua-Doce	Triportheidae	Triportheus spp.	Peixe Ósseo
Surubim	Bico-de-pato Caparari Cachara Lima, Jurupensém, Tubajara Pintado	Pimelodidae	Pseudoplatystoma spp. Pseudoplatystoma tigrinum Pseudoplatystoma fasciatum Sorubim lima Pseudoplatystoma corruscans	Peixe Ósseo
Surumanha	Luz-baixa	Auchenipteridae	Auchenipterus nuchalis	Peixe Ósseo
Tambaqui	Tambicu, Tambica	Serrasalminidae	Colossoma macropomum	Peixe Ósseo

Tabela D.2 – Dicionário de espécies continentais

(conclusão)

<b>Nomes vulgares</b>	<b>Sinonímia</b>	<b>Família</b>	<b>Nomenclatura científica</b>	<b>Nível Taxonômico</b>
Tajibucu		Characidae	Oligosarcus hepsetus	Peixe Ósseo
Tamoatá	Caboja Viramorro	Callichthyidae	Hoplosternum spp. Hoplosternum littorale	Peixe Ósseo
Tilápia	Tilápia-do-nilo	Cichlidae	Oreochromis niloticus Coptodon rendalli	Peixe Ósseo Peixe Ósseo
Traíra	Jeju, Lobo, Trairão	Erythrinidae	Hoplias spp. Hoplias malabaricus Hoplias lacerdae Hoplerythrinus unitaeniatus Erythrinus erythrinus	Peixe Ósseo
Truta		Salmonidae	Oncorhynchus mykiss	Peixe Ósseo
Tucunaré		Cichlidae	Cichla spp.	Peixe Ósseo
Ubarana	Urubara	Hemiodontidae	Anodus elongatus	Peixe Ósseo
Viola		Loricariidae	Loricariichthys anus	Peixe Ósseo
Outros peixes	Outras espécies, Caruti	Mistura, Outros	Diversas Diversas	Peixe Ósseo

Fonte: Elaboração própria.



## APÊNDICE E – RESOLUÇÕES DOS MODELOS TEÓRICOS

### Chetty (2008); e Schmieder, Von Wachter e Bender (2012)

Esse modelo avalia a função de bem-estar representada pela utilidade de um agente representativo, e sujeito à uma restrição orçamentária do Governo. Esse modelo assume que o trabalhador fica desempregado em  $t=0$ , e ao encontrar um emprego, o trabalhador permanece nele até a aposentadoria em  $T$ . Assume-se também que se um salário fixo  $w$  for oferecido, o emprego será aceito. Logo, as decisões de  $p$  e  $B$  não afetam o salário reserva.

Opção 1 (resolução dos autores):  $S_t = e^{-\int_0^t p_w dw}$  não é uma função de  $(b,P)$ , mas  $B$  e  $D$  são funções de  $(b,P)$ :

$$\begin{aligned} \max_{P,b,\tau} W = & \int_0^P S_t u(c_{u,t \leq P} = y_u + b) + \int_P^T S_t u(c_{u,t > P} = y_u) + \\ & + \int_0^T [1 - S_t] v(c_e = w - \tau) + \int_0^T S_t \psi(p_t) \end{aligned}$$

$$s. a \tau(T - D) = bB + E$$

Onde

$$B = \int_0^P S_t dt$$

$$\frac{dB}{dP} = S_P + \int_0^P \frac{dS_t}{dP} dt$$

$$D = \int_0^T S_t dt$$

$$\tau = \frac{bB(b,P) + E}{T - D(b,P)}$$

$$\frac{d\tau}{dP} = \frac{b \frac{dB}{dP} (T - D) + bB \left( \frac{dD}{dP} \right) + \left( \frac{dD}{dP} \right) E}{(T - D)^2}$$

$$\frac{d\tau}{dP} = \frac{b \left( \frac{dB}{dP} \right) + \left( \frac{dD}{dP} \right) \tau}{(T - D)}$$

$$\frac{d\tau}{db} = \frac{\left( B + b \left( \frac{dB}{db} \right) \right) (T - D) + bB \left( \frac{dD}{db} \right) + \left( \frac{dD}{db} \right) E}{(T - D)^2}$$

$$\frac{d\tau}{db} = \frac{B + b \left( \frac{dB}{db} \right) + \left( \frac{dD}{db} \right) \tau}{(T - D)}$$

$$\frac{dW}{dP} = S_P u(c_{u,t \leq P}) - S_P u(c_{u,t > P}) - (T - D) v' \frac{d\tau}{dP}$$

$$\frac{dW}{dP} = b S_P u' - (T - D) v' \frac{d\tau}{dP}$$

$$\frac{dW}{dP} = S_P b u' - v' \left[ b \left( \frac{dB}{dP} \right) + \left( \frac{dD}{dP} \right) \tau \right]$$

$$\frac{dW}{dP} = S_P b u' - v' \left[ b \left( S_P + \int_0^P \frac{dS_t}{dP} dt \right) + \left( \frac{dD}{dP} \right) \tau \right]$$

$$\frac{dW}{dP} = S_P b (u' - v') - v' \left[ b \int_0^P \frac{dS_t}{dP} dt + \left( \frac{dD}{dP} \right) \tau \right]$$

$$\frac{dW}{db} = u' \int_0^P S_t dt - v' \frac{d\tau}{db} \int_0^T [1 - S_t] dt$$

$$\frac{dW}{db} = u' B - (T - D) v' \frac{d\tau}{dP}$$

$$\frac{dW}{db} = u' B - v' \left[ B + b \left( \frac{dB}{db} \right) + \left( \frac{dD}{db} \right) \tau \right]$$

$$\frac{dW}{db} = (u' - v') B - v' \left[ b \left( \frac{dB}{db} \right) + \left( \frac{dD}{db} \right) \tau \right]$$

Opção 2 (resolução deste estudo):  $S_t = e^{-\int_0^t p_w dw}$  é uma função de  $(b, P)$ , pois  $p_t = p_t(b, P)$

$$\begin{aligned} \max_{P, b, \tau} W &= \int_0^P S_t(b, P) u(c_{u, t \leq P} = y_u + b) + \int_P^T S_t(b, P) u(c_{u, t > P} = y_u) \\ &+ \int_0^T [1 - S_t(b, P)] v(c_e = w - \tau) - \int_0^T [S_t(b, P)] \psi(p_t) \end{aligned}$$

Onde

$$B = \int_0^P S_t(b, P) dt$$

$$\frac{dB}{dP} = S_P + \int_0^P \frac{dS_t}{dP} dt$$

$$D = \int_0^T S_t(p, b) dt$$

$$\frac{dD}{dP} = \int_0^T \frac{dS_t}{dP} dt$$

$$\tau = \frac{bB(b, P) + E}{T - D}$$

$$\frac{d\tau}{dP} = \frac{b \frac{dB}{dP} (T - D) + bB \left( \frac{dD}{dP} \right) + \left( \frac{dD}{dP} \right) E}{(T - D)^2}$$

$$\frac{d\tau}{dP} = \frac{b \left( \frac{dB}{dP} \right) + \left( \frac{dD}{dP} \right) \tau}{(T - D)}$$

$$\frac{d\tau}{db} = \frac{\left( B + b \left( \frac{dB}{dP} \right) \right) (T - D) + bB \left( \frac{dD}{db} \right) + \left( \frac{dD}{db} \right) E}{(T - D)^2}$$

$$\frac{d\tau}{db} = \frac{B + b \left( \frac{dB}{db} \right) + \left( \frac{dD}{db} \right) \tau}{(T - D)}$$

$$\begin{aligned} \frac{dW}{dP} &= \frac{dB}{dP} u(c_{u,t \leq P}) - \frac{dB}{dP} u(c_{u,t > P}) + \frac{d\{(T-D)v(c_e = w - \tau)\}}{dP} - \int_0^T \frac{dS_t}{dP} \psi(p_t) dt \\ &\quad + \int_0^T S_t \psi'(p_t) dt \end{aligned}$$

$$\frac{dW}{dP} = b \frac{dB}{dP} u' - (dD/dP)v(c_e) - (T-D)v' \frac{d\tau}{dP} - \int_0^T \frac{dS_t}{dP} \psi(s_t) dt + \int_0^T S_t \psi'(s_t) dt$$

$$\begin{aligned} \frac{dW}{dP} &= (dB/dP)bu' - (dD/dP)v(c_e) - v' [b(dB/dP) + (dD/dP)\tau] - \int_0^T \frac{dS_t}{dP} \psi(p_t) dt \\ &\quad + \int_0^T S_t \psi'(p_t) dt \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{dW}{dP} &= (dB/dP)b(u' - v') - (dD/dP)v(c_e) - v'(dD/dP)\tau - \int_0^T \frac{dS_t}{dP} \psi(p_t) dt \\ &\quad + \int_0^T S_t \psi'(p_t) dt \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{dW}{dP} &= (dB/dP)b(u' - v') - (dD/dP)(v(c_e) + v'\tau) - \int_0^T \frac{dS_t}{dP} \psi(p_t) dt \\ &\quad + \int_0^T S_t \psi'(p_t) dt \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{dW}{db} &= \frac{dB}{db} u(c_{u,t \leq P}) + Bu' - \frac{dB}{db} u(c_{u,t > P}) + \frac{d\{(T-D)v(c_e = w - \tau)\}}{db} - \int_0^T \frac{dS_t}{db} \psi(p_t) dt \\ &\quad + \int_0^T S_t \psi'(p_t) dt \end{aligned}$$

$$\frac{dW}{db} = \frac{dB}{db} \tilde{u}' + Bu' - (dD/db)v(c_e) - (T-D)v' \frac{d\tau}{db} - \int_0^T \frac{dS_t}{db} \psi(p_t) dt + \int_0^T S_t \psi'(p_t) dt$$

$$\begin{aligned} \frac{dW}{db} &= b \frac{dB}{db} \tilde{u}' + Bu' - \left( \frac{dD}{db} \right) v(c_e) - v' \left( B + b \left( \frac{dB}{db} \right) + \left( \frac{dD}{db} \right) \tau \right) \\ &\quad - \int_0^T \frac{dS_t}{db} \psi(p_t) dt + \int_0^T S_t \psi'(p_t) dt \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{dW}{db} &= (u' - v') \left( b \frac{dB}{db} + B \right) - \left( \frac{dD}{db} \right) (v(c_e) + v'\tau) - \int_0^T \frac{dS_t}{db} \psi(p_t) dt \\ &\quad + \int_0^T S_t \psi'(p_t) dt \end{aligned}$$

### Hopenhayn e Nicolini (2009)

Esse modelo avalia como seria um benefício de seguro-desemprego ótimo ao longo do tempo (caminho do seguro-desemprego) considerando dois problemas de otimização do governo. Em ambos os problemas de otimização, o governo busca minimizar o déficit com seguro-desemprego sujeito a uma restrição de utilidade do agente representativo dos trabalhadores. O primeiro problema considera um caso em que o trabalhador está empregado e o segundo problema considera o caso em que o trabalhador está desempregado.

A solução do problema depende da capacidade do governo em observar o esforço do trabalhador e se os desligamentos são motivados pelo trabalhador ou se são decisões exógenas da firma, ou seja, se são demissões a pedido ou sem justa causa (*layoff* ou *quit*).

*Caso 1 – Solução ótima com informação perfeita do governo quanto ao esforço e ao tipo de desligamento*

Problema 1: Empregado:

$$\begin{aligned} \min_{c, V_{t+1}, U_{t+1}} \quad & A = c - w + \beta[(1 - \pi)A(V_{t+1}) + \pi C(U_{t+1})] \\ \text{s. a} \quad & u(c) + \beta[(1 - \pi)V_{t+1} + \pi U_{t+1}] \end{aligned}$$

Problema 2: Desempregado:

$$\begin{aligned} \min_{c, V_{t+1}, U_{t+1}} \quad & C = c + \beta[pA(V_{t+1}) + (1 - p)C(U_{t+1})] \\ \text{s. a} \quad & u(c) - e + \beta[pV_{t+1} + (1 - p)U_{t+1}] \end{aligned}$$

Problema 1:

$$\mathcal{L} = c - w + \beta[(1 - \pi)A(V_{t+1}) + \pi C(U_{t+1})] + \lambda\{u(c) + \beta[(1 - \pi)V_{t+1} + \pi U_{t+1}]\}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c} = 1 + u'(c)\lambda = 0 \Rightarrow \lambda = \frac{-1}{u'(c)}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial V_{t+1}} = \beta(1 - \pi)A'(V_{t+1}) + \lambda\beta(1 - \pi) = 0 \Rightarrow \lambda = -A'(V_{t+1})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial U_{t+1}} = \beta\pi C'(U_{t+1}) + \lambda\beta\pi = 0 \Rightarrow \lambda = -C'(U_{t+1})$$

Pelo Teorema do Envelope,

$$A'(V_t) = -\lambda$$

Assim, a solução do primeiro problema é

$$\frac{1}{u'(c)} = A'(V_{t+1}) = C'(U_{t+1}) = A'(V_t)$$

Como  $A(\cdot)$  é estritamente convexa, então,  $V_{t+1} = V_t$ , ou seja, enquanto empregado o trabalhador possui o mesmo nível de utilidade. Isso porque o consumo e a taxa de imposto são constantes no tempo, independente da duração do emprego.

Resultado: enquanto empregado, o consumo e a taxa de imposto são constantes no tempo, independente da duração do emprego.

Problema 2:

$$\mathcal{L} = c + \beta[pA(V_{t+1}) + (1-p)C(U_{t+1})] + \theta\{u(c) - e + \beta[pV_{t+1} + (1-p)U_{t+1}]\}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c} = 1 + u'(c)\theta = 0 \Rightarrow \theta = \frac{-1}{u'(c)}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial V_{t+1}} = \beta p A'(V_{t+1}) + \theta \beta p = 0 \Rightarrow \theta = -A'(V_{t+1})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial U_{t+1}} = \beta(1-p)C'(U_{t+1}) + \theta \beta(1-p) = 0 \Rightarrow \theta = -C'(U_{t+1})$$

Pelo Teorema do Envelope e pelas condições de primeira ordem, a solução do problema é:

$$\frac{1}{u'(c)} = A'(V_{t+1}) = C'(U_{t+1}) = C'(U_t)$$

Como  $C(\cdot)$  é estritamente convexa, então,  $U_{t+1} = U_t$ , ou seja, enquanto desempregado o trabalhador possui o mesmo nível de utilidade. Isso porque os benefícios de seguro-desemprego são fixos e não possuem uma duração potencial.

Resultado: Enquanto desempregado, o consumo é constante no tempo, independente da duração do desemprego. Os benefícios de seguro-desemprego são fixos e não possuem uma duração potencial.

*Caso 2 – Consequência do seguro-desemprego fixo, sem duração potencial, com taxas constantes no tempo, quando existe informação imperfeita do governo quanto ao esforço do trabalhador*

Como a solução anterior não depende do esforço do trabalhador em procurar emprego e considerando que o governo não é capaz de observar o esforço do trabalhador na procura de emprego, o trabalhador sempre opta pelo menor esforço na procura de um novo trabalho, ou seja,  $e = 0$ . Isso ocorre porque ele obterá maior utilidade e os benefícios continuam no mesmo valor e por tempo indeterminado.

Resultado: O trabalhador sempre opta pelo menor esforço na procura de um novo trabalho, ou seja,  $e = 0$ . Com isso, o seguro-desemprego gera um aumento na duração do desemprego.

*Caso 3 – Solução ótima com informação imperfeita do governo quanto ao esforço do trabalhador*

Nesse caso, adiciona-se a restrição de incentivo no problema 2, quando o trabalhador está desempregado:  $\beta p(V_{t+1} - U_{t+1}) \geq 1$

Problema 1: Empregado:

$$\begin{aligned} \min_{c, V_{t+1}, U_{t+1}} \quad & A = c - w + \beta[(1 - \pi)A(V_{t+1}) + \pi C(U_{t+1})] \\ \text{s. a} \quad & u(c) + \beta[(1 - \pi)V_{t+1} + \pi U_{t+1}] \end{aligned}$$

Problema 2: Desempregado:

$$\begin{aligned} \min_{c, V_{t+1}, U_{t+1}} \quad & C = c + \beta[pA(V_{t+1}) + (1 - p)C(U_{t+1})] \\ \text{s. a} \quad & u(c) - e + \beta[pV_{t+1} + (1 - p)U_{t+1}] \\ & \beta p(V_{t+1} - U_{t+1}) \geq 1 \end{aligned}$$

Problema 1:

$$\mathcal{L} = c - w + \beta[(1 - \pi)A(V_{t+1}) + \pi C(U_{t+1})] + \lambda\{u(c) + \beta[(1 - \pi)V_{t+1} + \pi U_{t+1}]\}$$



$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c} = 1 + u'(c)\lambda = 0 \Rightarrow \lambda = \frac{-1}{u'(c)}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial V_{t+1}} = \beta(1 - \pi)A'(V_{t+1}) + \lambda\beta(1 - \pi) = 0 \Rightarrow \lambda = -A'(V_{t+1})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial U_{t+1}} = \beta\pi C'(U_{t+1}) + \lambda\beta\pi = 0 \Rightarrow \lambda = -C'(U_{t+1})$$

Pelo Teorema do Envelope,

$$A'(V_t) = -\lambda$$

Assim, a solução do primeiro problema é

$$\frac{1}{u'(c)} = A'(V_{t+1}) = C'(U_{t+1}) = A'(V_t)$$

Como  $A(\cdot)$  é estritamente convexa, então,  $V_{t+1} = V_t$ , ou seja, enquanto empregado o trabalhador possui o mesmo nível de utilidade. Isso porque o consumo e a taxa de imposto são constantes no tempo, independente da duração do emprego.

Resultado: enquanto empregado, o consumo e a taxa de imposto são constantes no tempo, independente da duração do emprego.

Problema 2:

$$\mathcal{L} = c + \beta[pA(V_{t+1}) + (1 - p)C(U_{t+1})] + \theta_1\{u(c) - e + \beta[pV_{t+1} + (1 - p)U_{t+1}]\} \\ + \theta_2\{\beta p(V_{t+1} - U_{t+1}) - 1\}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c} = 1 + u'(c)\theta_1 = 0 \Rightarrow \theta_1 = \frac{-1}{u'(c)}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial V_{t+1}} = \beta p A'(V_{t+1}) + \theta_1 \beta p + \theta_2 \beta p = 0 \Rightarrow \theta_2 = \frac{1}{u'(c)} - A'(V_{t+1})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial U_{t+1}} = \beta(1 - p)C'(U_{t+1}) + \theta_1 \beta(1 - p) - \theta_2 \beta p = 0 \Rightarrow \theta_2 = \frac{(1 - p)}{p u'(c)} + \frac{(1 - p)C'(U_{t+1})}{p}$$

A última restrição do problema 2 é *bind* se o esforço em procurar um novo emprego for máximo. Se ela não for *bind*, a solução seria conforme o caso anterior em que

$$\frac{1}{u'(c)} = A'(V_{t+1}) = C'(U_{t+1}) = C'(U_t)$$

Nessa situação, a utilidade durante o desemprego seria constante, os benefícios de seguro-desemprego seriam fixos e o trabalhador sempre optaria pelo menor esforço na procura de um novo trabalho, ou seja,  $e = 0$ . Para que o trabalhador se esforce, a restrição de incentivo (última restrição do problema 2) tem que ser *bind*. Considerando uma solução de seguro-desemprego ótima onde o trabalhador se esforça na procura de trabalho, a última restrição é *bind* e o problema passa a ser de otimização com restrições com igualdade.

Pelo Teorema do Envelope,

$$C'(U_t) = -\theta_1$$

Como  $\theta_1 = \frac{-1}{u'(c)}$ , e  $u'(c) > 0 \Rightarrow \theta_1 < 0$ .

Como  $\theta_2 = \frac{(1-p)}{pu'(c)} + \frac{(1-p)C'(U_{t+1})}{p}$ ,  $u'(c) > 0$  e  $C'(U_{t+1}) > 0 \Rightarrow \theta_2 > 0$

Assim, a solução do segundo problema é

$$\frac{1}{u'(c)} = C'(U_t)$$

$$C'(U_{t+1}) = C'(U_t) - \theta_2 \frac{(1-p)}{p}$$

$$A'(V_{t+1}) = C'(U_t) + \theta_2$$

Ou seja,

$$C'(U_{t+1}) < C'(U_t) < A'(V_{t+1})$$

Como  $C(\cdot)$  é estritamente convexa e como  $C'(U_t) > C'(U_{t+1})$ , então  $U_t > U_{t+1}$ , ou seja, a utilidade diminui com o tempo enquanto o trabalhador está desempregado em decorrência de o benefício ser decrescente no período de desemprego. Além disso, como a solução do primeiro problema indica que o imposto sobre o salário é constante após ser empregado, isso significa que para equacionar o valor gasto durante o período de desemprego, o governo deve estabelecer maiores valores de imposto quanto maior for a duração do desemprego.

Resultado: os valores de benefício do seguro-desemprego serão decrescentes durante a duração do desemprego e o imposto cobrado quando empregado será tanto maior quanto maior for a duração do desemprego.

*Caso 4 – Consequência do seguro-desemprego decrescente, com taxas crescentes em função do tempo de desemprego, quando existe informação imperfeita do governo quanto ao tipo de desligamento*

Utilizando a solução do caso anterior, ao juntar o resultado do primeiro problema com o do segundo problema, e denotando  $\tilde{U}_{t+1}$  como a utilidade esperada de desemprego estando empregado (utilidade esperada do problema 1):

$$C'(U_t) < A'(V_{t+1}) = C'(\tilde{U}_{t+1})$$

Como  $C(\cdot)$  é estritamente convexa, então  $U_t < \tilde{U}_{t+1}$ , ou seja, esse conjunto de problemas fornece uma solução ótima de renovação dos valores do benefício de seguro-desemprego se o trabalhador se empregar e se desempregar em seguida. Se isso acontecer, ele vai aumentar novamente sua utilidade esperada do desemprego, pois os benefícios que são decrescentes aumentarão novamente uma vez que o período de duração do desemprego será zerado.

Resultado: os valores de benefício do seguro-desemprego serão renovados se o trabalhador arrumar outro emprego e for demitido em seguida. Isso gera incentivo adverso de o trabalhador obter novos empregos temporários para ser demitido em seguida ou quando em bons empregos, incentivar sua demissão rapidamente.

*Caso 5 – Solução ótima com informação imperfeita do governo quanto ao esforço do trabalhador e ao tipo de desligamento*

Nesse caso, além da restrição de incentivo no problema 2, adiciona-se a restrição de *no-quit* no problema 1, quando o trabalhador está empregado:  $V_{t+1} \geq U_{t+1}$ .

Problema 1: Empregado:

$$\begin{aligned} \min_{c, V_{t+1}, U_{t+1}} \quad & A = c - w + \beta[(1 - \pi)A(V_{t+1}) + \pi C(U_{t+1})] \\ \text{s. a} \quad & u(c) + \beta[(1 - \pi)V_{t+1} + \pi U_{t+1}] \\ & V_{t+1} \geq U_{t+1} \end{aligned}$$

Problema 2: Desempregado:

$$\begin{aligned} \min_{c, V_{t+1}, U_{t+1}} \quad & C = c + \beta[pA(V_{t+1}) + (1-p)C(U_{t+1})] \\ \text{s. a} \quad & u(c) - e + \beta[pV_{t+1} + (1-p)U_{t+1}] \\ & \beta p(V_{t+1} - U_{t+1}) \geq 1 \end{aligned}$$

Problema 1:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = c - w + \beta[(1-\pi)A(V_{t+1}) + \pi C(U_{t+1})] + \lambda_1\{u(c) + \beta[(1-\pi)V_{t+1} + \pi U_{t+1}]\} \\ + \lambda_2(V_{t+1} - U_{t+1}) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c} = 1 + u'(c)\lambda_1 = 0 \Rightarrow \lambda_1 = \frac{-1}{u'(c)}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial V_{t+1}} = \beta(1-\pi)A'(V_{t+1}) + \lambda_1\beta(1-\pi) + \lambda_2 = 0 \Rightarrow$$

$$\lambda_2 = \beta(1-\pi) \left( \frac{1}{u'(c)} - A'(V_{t+1}) \right)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial U_{t+1}} = \beta\pi C'(U_{t+1}) + \lambda_1\beta\pi - \lambda_2 U_{t+1} = 0 \Rightarrow \lambda_2 = \beta\pi \left( C'(U_{t+1}) - \frac{1}{u'(c)} \right)$$

Pelo Teorema do Envelope,

$$A'(V_t) = -\lambda_1$$

A última restrição do problema 1 é *bind* se a utilidade esperada de ficar desempregado for igual à utilidade esperada de ficar empregado. Se ela não for *bind*, a solução seria a mesma do caso anterior em que

$$\frac{1}{u'(c)} = A'(V_{t+1}) = C'(U_{t+1}) = A'(V_t)$$

Nessa situação, haveria o incentivo para se empregar e se desempregar logo depois para renovar os benefícios do seguro-desemprego. Para que o trabalhador não seja incentivado a se demitir, a restrição de *no-quit* (última restrição do problema 1) tem que ser *bind*. Nessa situação, utilizando as condições de primeira ordem e o Teorema do Envelope:

Como  $\lambda_1 = \frac{-1}{u'(c)}$ , e  $u'(c) > 0 \Rightarrow \lambda_1 < 0$  e  $A'(V_t) > 0$ .

Pelo Teorema do Envelope para a segunda restrição,

$$A'(\Delta V) = -\lambda_2 \Rightarrow \lambda_2 < 0$$

Como  $\lambda_2 = \beta(1 - \pi)(A'(V_t) - A'(V_{t+1})) \Rightarrow A'(V_{t+1}) > A'(V_t)$

Como  $\lambda_2 = \beta\pi(C'(U_{t+1}) - A'(V_t)) \Rightarrow A'(V_t) > C'(U_{t+1})$

Assim, a solução do segundo problema é

$$A'(V_{t+1}) > A'(V_t) > C'(U_{t+1})$$

Como  $A(\cdot)$  é estritamente convexa, então,  $V_{t+1} > V_t$ , ou seja, enquanto empregado o trabalhador possui um nível de utilidade esperada crescente, ou seja, a utilidade aumenta a medida que a duração do emprego aumenta. Isso porque a taxa de imposto passa a ser decrescente e o benefício do seguro-desemprego potencial aumenta à medida que a duração do emprego (*job tenure*) aumenta. Esse efeito faz a utilidade esperada do futuro sempre aumentar e estimula o trabalhador a permanecer no emprego, sem tentar incentivar a demissão.

Resultado: enquanto empregado, quanto maior o *job tenure*, menor será a taxa de imposto e maior será o benefício do seguro-desemprego no caso de demissão.

Problema 2:

$$\mathcal{L} = c + \beta[pA(V_{t+1}) + (1 - p)C(U_{t+1})] + \theta_1\{u(c) - e + \beta[pV_{t+1} + (1 - p)U_{t+1}]\} \\ + \theta_2\{\beta p(V_{t+1} - U_{t+1}) - 1\}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c} = 1 + u'(c)\theta_1 = 0 \Rightarrow \theta_1 = \frac{-1}{u'(c)}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial V_{t+1}} = \beta p A'(V_{t+1}) + \theta_1 \beta p + \theta_2 \beta p = 0 \Rightarrow \theta_2 = \frac{1}{u'(c)} - A'(V_{t+1})$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial U_{t+1}} = \beta(1 - p)C'(U_{t+1}) + \theta_1 \beta(1 - p) - \theta_2 \beta p = 0 \Rightarrow \theta_2 = \frac{(1 - p)}{pu'(c)} + \frac{(1 - p)C'(U_{t+1})}{p}$$

Como já foi visto, para que o trabalhador se esforce, a restrição de incentivo (última restrição do problema 2) tem que ser *bind*. Considerando uma solução de seguro-desemprego ótima onde o trabalhador se esforça na procura de trabalho, a última restrição é *bind* e o problema passa a ser de otimização com restrições com igualdade.

Pelo Teorema do Envelope,

$$C'(U_t) = -\theta_1$$

Assim, a solução do segundo problema é

$$C'(U_{t+1}) < C'(U_t) < A'(V_{t+1})$$

Como  $C(\cdot)$  é estritamente convexa e como  $C'(U_t) > C'(U_{t+1})$ , então  $U_t > U_{t+1}$ , ou seja, a utilidade diminui com o tempo enquanto o trabalhador está desempregado em decorrência de o benefício ser decrescente no período de desemprego. Além disso, como a solução do primeiro problema indica que o imposto sobre o salário é decrescente após ser empregado, isso significa que para equacionar o valor gasto durante o período de desemprego, o governo deve estabelecer maiores valores de imposto quanto maior for a duração do desemprego.

Resultado: os valores de benefício do seguro-desemprego serão decrescentes durante a duração do desemprego e o imposto cobrado quando empregado será tanto maior quanto maior for a duração do desemprego.

**Moffitt e Nicholson (1982)**

Esse modelo avalia um caso estático de escolha ótima de uma alocação de renda e duração de desemprego. O modelo não representa um avanço em relação aos demais analisados, mas por sua simplicidade, representação gráfica e resultados similares aos demais, tem sua importância. O modelo se concentra na representação gráfica da restrição orçamentária da escolha de dois bens: renda e duração do desemprego (que gera lazer). Assumindo que as funções de utilidade são bem-comportadas, a alocação ótima conterá um pouco de renda e de duração do desemprego. Como o modelo é estático, pressupõe que os trabalhadores fazem suas escolhas ótimas em termos intertemporais e suas escolhas de equilíbrio poderiam ser representadas de modo estático.

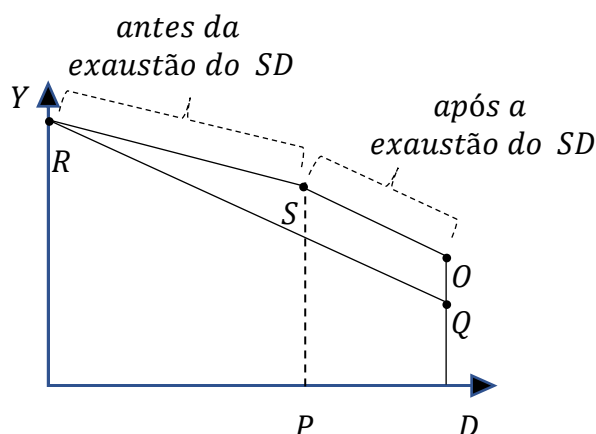
Para a representação da restrição orçamentária, o modelo assume que os benefícios são constantes e que existe uma duração potencial do seguro-desemprego, onde após esse período o trabalhador deixa de receber o benefício do seguro-desemprego. Assim, ele define duas funções de renda média do trabalhador:

$$\begin{aligned}
 \text{se } D \leq P &\Rightarrow Y = w(T - D) + bD + y^u \\
 &= wT - wD + rwD + y^u \\
 &= wT - wD + rwD - wrT + wrT + y^u \\
 &= w(1 - r)(T - D) + wrT + y^u
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{se } D > P &\Rightarrow Y = w(T - D) + bP + y^u \\
 &= w(T - D) + rwP + y^u
 \end{aligned}$$

Assim, a representação gráfica da restrição orçamentária é:

Figura E.1 – Restrição orçamentária do modelo de Moffitt e Nicholson (1982)



Fonte: Moffitt e Nicholson (1982), p. 3.

O segmento de reta  $\overline{RQ}$  representa a restrição orçamentária sem o seguro-desemprego. Porém, com a existência do seguro-desemprego, a restrição orçamentária é formada pelo segmento  $\overline{RSO}$ , onde  $\overline{RS}$  é a região antes da exaustão da duração potencial do seguro-desemprego,  $\overline{SO}$  é a região após a exaustão da duração potencial do seguro-desemprego, e o ponto  $S$  é o ponto kink de exaustão da duração potencial.

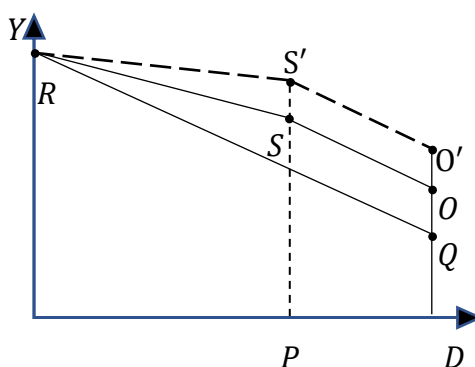
O ponto de maximização depende do mapeamento de curvas de indiferença. Como assume-se que as funções de utilidade são bem-comportadas, o ponto máximo pode ocorrer antes, após ou no ponto de exaustão da duração potencial do seguro-desemprego:

- se o ponto de maximização da utilidade está em  $\overline{RS}$ : a tangente da curva de indiferença terá uma inclinação  $= w(1 - r)$ ;
- se o ponto de maximização da utilidade está em  $\overline{SO}$ : a tangente da curva de indiferença terá uma inclinação  $= w$ ;
- se o ponto de maximização da utilidade está no ponto  $S$ : a tangente da curva de indiferença terá uma inclinação entre  $w(1 - r)$  e  $w$ .

Se ocorre um aumento no valor do benefício do seguro-desemprego,  $b$  e  $r$  aumentam. Esse efeito é representado no gráfico abaixo:



Figura E.2 – Restrição orçamentária do modelo de Moffitt e Nicholson (1982), após mudança no valor do benefício

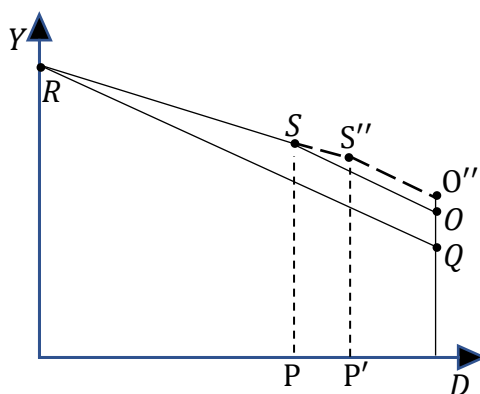


Fonte: Moffitt e Nicholson (1982), p. 4.

Por preferência revelada, é possível verificar que a duração do desemprego será maior ou igual à anterior em qualquer ponto onde ocorra a maximização da utilidade, após o aumento do valor do benefício do seguro-desemprego, ou seja,  $D' \geq D$ .

Se ocorre um aumento na duração potencial do seguro-desemprego,  $P$  aumenta. Esse efeito é representado no gráfico abaixo:

Figura E.3 – Restrição orçamentária do modelo de Moffitt e Nicholson (1982), após mudança na duração potencial



Fonte: Moffitt e Nicholson (1982), p. 4.

Por preferência revelada, é possível verificar que:

- se o ponto de maximização de utilidade era antes de  $S$ : a duração do desemprego permanecerá a mesma, sem alteração, ou seja,  $D'' = D$ .
- se o ponto de maximização de utilidade era em  $S$ : não é possível afirmar se a duração do desemprego aumentará ou permanecerá igual.

- se o ponto de maximização de utilidade era após  $S$ : a duração do desemprego aumentará, ou seja,  $D'' \geq D$ .

### Rogerson, Shimer e Wright (2005)

Esse é um modelo básico de *job search*, que considera o salário reserva endógeno, ou seja, ele é determinado pelo modelo, de acordo com o esforço em procurar emprego. Ele considera que uma vez empregado, fica empregado para sempre. Ele possui duas funções utilidades: uma se empregado e outra para desempregado. Como a condição inicial é ser desempregado em  $t = 0$ , então a função utilidade de empregado faz parte do período futuro da função utilidade de desempregado.

$$\max_p U_t = b + \beta \int_0^{\infty} \max\{U_{t+1}, V_{t+1}(w)\} dF(w)$$

$$s. a \quad V_t(w) = w + \beta V_{t+1}(w)$$

Antes de solucionar o problema de maximização, simplifique as funções, assuma estacionariedade e utilizar a restrição dentro da função objetivo.

Como a restrição é uma soma de uma progressão geométrica com razão menor  $0 < \beta < 1$ , reescreva como:

$$V_t(w) = \frac{w}{1 - \beta}$$

Seja  $w_R$  o salário reserva, em que o trabalhador é indiferente entre aceitar ou rejeitar a oferta de trabalho. Então,

$$V_t(w_R) = U_t \Rightarrow U_t = \frac{w_R}{1 - \beta}$$

Assumindo estacionariedade,

$$U_t = \frac{w_R}{1 - \beta} = U_{t+1} = U; \quad V_t(w) = \frac{w}{1 - \beta} = V_{t+1}(w) = V(w)$$

Reescreva a função objetivo:

$$\frac{w_R}{1 - \beta} = b + \beta \int_0^{\infty} \max\left\{\frac{w_R}{1 - \beta}, \frac{w}{1 - \beta}\right\} dF(w) \Rightarrow$$

$$w_R = (1 - \beta)b + \beta \int_0^{\infty} \max\{w_R, w\} dF(w) \Rightarrow$$

$$w_R - \beta w_R = (1 - \beta)b - \beta w_R + \beta \int_0^{\infty} \max\{w_R, w\} dF(w) \Rightarrow$$

$$w_R = b - \frac{\beta}{1 - \beta} w_R + \frac{\beta}{1 - \beta} \int_0^{\infty} \max\{w_R, w\} dF(w)$$

Seja a proposição que será provada no final da resolução do modelo:

Proposição:

$$\overbrace{-w_R + \int_0^{\infty} \max\{w_R, w\} dF(w)}^{(i)} = \overbrace{\int_{w_R}^{\infty} (w - w_R) dF(w)}^{(ii)} = \overbrace{\int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w)) dw}^{(iii)} \quad (AA)$$

Então, reescreva o problema de maximização da seguinte forma:

$$\max_p w_R = b + \frac{\beta}{1 - \beta} \int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w)) dw$$

Após essa simplificação, sugere-se reescrever o problema de maximização e incluir o efeito do esforço da procura do trabalho e a probabilidade de sair do desemprego. Assim, o novo problema de maximização é reescrito da seguinte forma:

$$\max_p w_R = b - \psi(p) + \frac{\beta}{1 - \beta} p \int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w)) dw \quad (AB)$$

CPO

$$\psi'(p) = \frac{\beta}{1 - \beta} \int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w)) dw \quad (AC)$$

Derivando as equações acima por mudanças do valor do benefício do seguro-desemprego, pode-se avaliar quais efeitos de um aumento do benefício no esforço de procurar emprego e no salário reserva.

Derivando (AC) por  $b$ :

$$\psi''(p) \frac{dp}{db} = \frac{\beta}{1 - \beta} (F(w_R) - 1) \frac{dw_R}{db}$$

$$\frac{dp}{db} = \left( \frac{\beta}{1 - \beta} \right) \left( \frac{F(w_R) - 1}{\psi''(p)} \right) \frac{dw_R}{db} \quad (AE)$$

Derivando (AB) por  $b$ :

$$\begin{aligned} \frac{dw_R}{db} &= 1 - \psi'(p) \frac{dp}{db} + \frac{\beta}{1-\beta} \frac{dp}{db} \int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w)) dw + \frac{\beta}{1-\beta} p (F(w_R) - 1) \frac{dw_R}{db} \Rightarrow \\ \frac{dp}{db} \left( \frac{1-\beta}{\beta} \right) \left( \frac{\omega''(p)}{F(w_R) - 1} \right) &= 1 - \psi'(p) \frac{dp}{db} + \frac{\beta}{1-\beta} \frac{dp}{db} \int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w)) dw + p \psi''(p) \frac{dp}{db} \\ \frac{dp}{db} \left( \frac{1-\beta}{\beta} \right) \left( \frac{\omega''(p)}{F(w_R) - 1} \right) + \psi'(p) \frac{dp}{db} - \frac{\beta}{1-\beta} \frac{dp}{db} \int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w)) dw - p \psi''(p) \frac{dp}{db} &= 1 \end{aligned}$$

Utilizando (AC):

$$\begin{aligned} \frac{dp}{db} \left( \frac{1-\beta}{\beta} \right) \left( \frac{\psi''(p)}{F(w_R) - 1} \right) - p \psi''(p) \frac{dp}{db} &= 1 \\ \frac{dp}{db} \left[ \overbrace{\left( \frac{1-\beta}{\beta} \right)}^+ \overbrace{\left( \frac{\psi''(p)}{F(w_R) - 1} \right)}^- - \overbrace{p \psi''(p)}^+ \right] &= 1 \Rightarrow \\ \frac{dp}{db} &< 0 \end{aligned}$$

De (AE):

$$\begin{aligned} \frac{dw_R}{db} &= \overbrace{\frac{dp}{db}}^- \overbrace{\left( \frac{1-\beta}{\beta} \right)}^+ \overbrace{\left( \frac{\psi''(p)}{F(w_R) - 1} \right)}^- \Rightarrow \\ \frac{dw_R}{db} &> 0 \end{aligned}$$

*Prova da Proposição:*

$$\overbrace{-w_R + \int_0^{\infty} \max\{w_R, w\} dF(w)}^{(i)} = \overbrace{\int_{w_R}^{\infty} (w - w_R) dF(w)}^{(ii)} = \overbrace{\int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w)) dw}^{(iii)} \quad (AA)$$

1ª Parte: Provar que (i) = (iii)

$$-w_R + \int_0^{w_R} w_R dF(w) + \int_{w_R}^{\infty} w dF(w) =$$

$$\begin{aligned}
& -w_R + w_R F(w_R) + [wF(w)]_{w_R}^{\infty} - \int_{w_R}^{\infty} F(w)dw = \\
& -w_R + \lim_{w \rightarrow \infty} w - \int_{w_R}^{\infty} F(w)dw = \\
& \int_{w_R}^{\infty} 1dw - \int_{w_R}^{\infty} F(w)dw = \\
& \int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w))dw
\end{aligned}$$

2ª Parte: Provar que (ii) = (iii)

$$\begin{aligned}
& \int_{w_R}^{\infty} (w - w_R)dF(w) = \\
& \int_{w_R}^{\infty} w dF(w) - w_R \int_{w_R}^{\infty} dF(w) = \\
& [wF(w)]_{w_R}^{\infty} - \int_{w_R}^{\infty} F(w)dw - w_R + w_R F(w_R) = \\
& \lim_{w \rightarrow \infty} w - w_R - \int_{w_R}^{\infty} F(w)dw = \\
& \int_{w_R}^{\infty} 1dw - \int_{w_R}^{\infty} F(w)dw = \\
& \int_{w_R}^{\infty} (1 - F(w))dw
\end{aligned}$$

**McCall (1970)**

Modelo de *job search* que considera o salário reserva endógeno, ou seja, ele é determinado internamente pelo modelo. Ele considera que o salário reserva é a esperança de salário, dado que o trabalhador continua desempregado até aquele momento. Baseado nessa esperança condicional e otimização intertemporal da utilidade, o modelo analisa mudanças de política pública e de capacitação dos trabalhadores graficamente. Esse modelo considera que a taxa de desconto é igual a 1 (o dinheiro tem o mesmo valor no tempo) e não atribui ao esforço em procurar emprego a explicação da duração do desemprego, mas somente ao salário reserva.

$$U_t = \sum_{j=0}^t 1_{j=t} \psi + \max\{w_R, w\}$$

Se  $w \geq w_R$ , aceita o emprego

Se  $w < w_R$ , continua desempregado

Então seja  $w_R = E[U_t | t \leq N]$

$$\begin{aligned} w_R &= E[U_t | t \leq N] \\ &= E[w | t \leq N] - E[N]\psi \\ &= E[w_N | w_N \geq w_R, w_{N-1} < w_R, \dots, w_1 < w_R] - E[N]\psi \end{aligned}$$

Assumindo a hipótese de independência entre os salários de diferentes épocas  $t$ 's:

$$w_R = E[w_N | w_N \geq w_R] - E[N]\psi$$

Assumindo, também, que os salários ofertados são em identicamente distribuídos entre as diferentes épocas  $t$ 's:

$$w_R = E[w | w \geq w_R] - E[N]\psi$$

Como  $E[N]$  representa o tempo médio de desemprego até o momento  $N$ , então,  $E[N]$  é a duração do desemprego. Considerando a distribuição de probabilidade como uma distribuição geométrica:

$$E[N] = \frac{1}{P(w \geq w_R)}$$

Então, pode-se calcular  $w_R$

$$w_R = E[w|w \geq w_R] - E[N]\psi$$

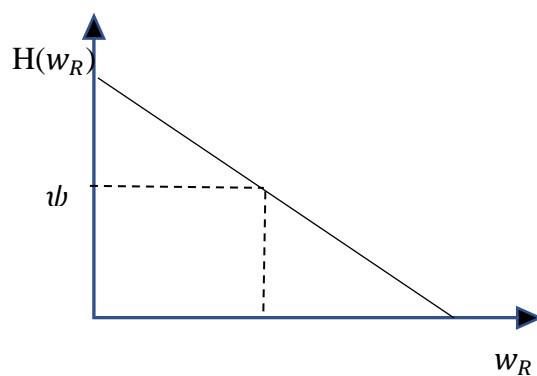
$$= \frac{\int_{w_R}^{\infty} wf(w)dw - \psi}{\int_{w_R}^{\infty} f(w)dw} \Rightarrow$$

$$w_R \int_{w_R}^{\infty} f(w)dw = \int_{w_R}^{\infty} wf(w)dw - \psi \Rightarrow$$

$$\psi = \int_{w_R}^{\infty} (w - w_R)f(w)dw = H(w_R)$$

Essa solução pode ser representada graficamente:

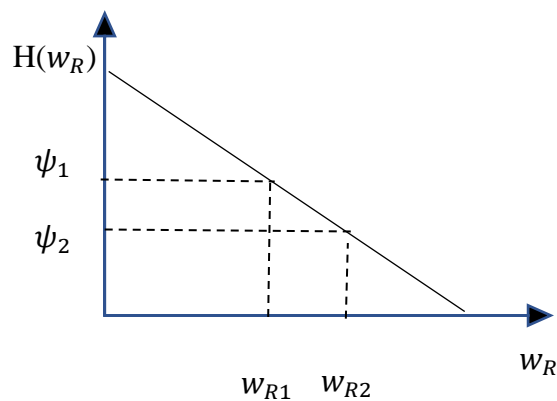
Figura E.4 – Relação entre  $H(w_R)$  e  $w_R$  do modelo de McCall (1970)



Fonte: McCall (1970), p. 118.

Se  $b$  aumenta, então  $w_R$  aumenta e isso gera uma redução em  $\omega$ :

Figura E.5 – Relação entre  $H(w_R)$  e  $w_R$  do modelo de McCall (1970) após aumento de  $b$

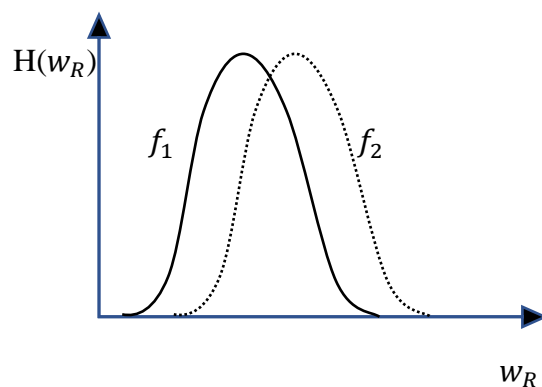


Fonte: McCall (1970), p. 118



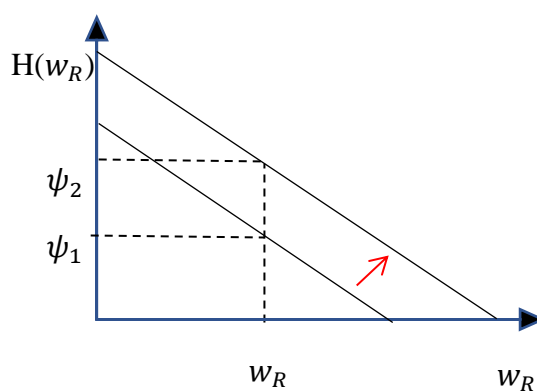
Se o governo investisse em uma política de capacitação, a função de oferta de salários se deslocaria para a direita e isso deslocaria a representação gráfica do modelo, aumentando  $w_R$  para um mesmo  $\psi$ :

Figura E.6 – Distribuição de salários para um trabalhador do modelo de McCall (1970), após política de capacitação



Fonte: McCall (1970), p. 121.

Figura E.7 – Relação entre  $H(w_R)$  e  $w_R$  do modelo de McCall (1970) após política de capacitação.



Fonte: McCall (1970), p. 118.

### Schmieder, von Wachter e Bender (2016)

Modelo de *job search* que considera o salário reserva endógeno, ou seja, ele é determinado pelo modelo. O modelo reúne diversas propriedades dos modelos de Rogerson et al. (2005) e McCall (1970). Ele estuda quais são os efeitos que o aumento da duração potencial do seguro-desemprego provoca no salário esperado de reemprego. Uma de suas suposições é que a duração do desemprego reduz o capital humano dos desempregados. Esse efeito ocorreria da forma similar à modelada por McCall (1970), onde o aumento ou redução de capital humano deslocam a função de distribuição da oferta de salários. Ademais, um aumento da duração potencial do seguro-desemprego aumentaria o salário reserva, conforme encontrado por Rogerson et al. (2005) e McCall (1970). Em resumo, um aumento da duração potencial do seguro-desemprego geraria dois efeitos opostos: (1) aumento do salário reserva e (2) redução do capital humano. E a avaliação desses dois efeitos no salário de reemprego é uma evidência empírica que avaliaria quais desses dois efeitos são maiores ou menores. Para chegar nesse resultado o modelo começa com três equações: duas funções de utilidade de empregado e de desempregado [conforme Rogerson et al. (2005)] e uma função de salário esperado.

$$\begin{aligned} \max_p U_t &= b_t - \psi(p_t) + (1 - p_t)\beta U_{t+1} + p_t\beta \int_0^\infty \max\{U_{t+1}, V_{t+1}(w)\}dF(w) \\ \text{s. a} \quad V_t(w) &= w + \beta V_{t+1}(w) \\ w^e &= w^e(w_R, \mu_t) \end{aligned}$$

Essa terceira restrição não é utilizada no problema de otimização. Ela servirá para avaliar o efeito do aumento da duração potencial do seguro-desemprego no salário esperado. A variável  $\mu_t$  representa o efeito da mudança do capital humano decorrente do aumento de duração de desemprego gerado pela alteração da duração potencial do seguro-desemprego.  $\mu_t$  é o salário médio ofertado.

Assim, como em Rogerson et al. (2005), a solução começa com uma simplificação do problema. Como a função da utilidade se empregado é uma soma de uma progressão geométrica, então:

$$V_t(w) = \frac{w}{1 - \beta}$$

A função utilidade se desempregado é uma equação de Bellman similar à utilizada por Rogerson et al. (2005):

$$\begin{aligned}
U_t &= b_t - \psi(p_t) + (1 - p_t)\beta U_{t+1} + p_t\beta \int_0^\infty \max\{U_{t+1}, V_{t+1}(w)\}dF(w) \\
&= b_t - \psi(p_t) + \beta U_{t+1} - p_t\beta U_{t+1} + p_t\beta \int_0^{w_R} U_{t+1}dF(w) + p_t\beta \int_{w_R}^\infty V_{t+1}(w)dF(w) \\
&= b_t - \psi(p_t) + \beta U_{t+1} - p_t\beta U_{t+1} + p_t\beta U_{t+1}F(w_R) + p_t\beta \int_{w_R}^\infty V_{t+1}(w)dF(w) \\
&= b_t - \psi(p_t) + \beta U_{t+1} - p_t\beta U_{t+1}(1 - F(w_R)) + p_t\beta \int_{w_R}^\infty V_{t+1}(w)dF(w) \\
&= b_t - \psi(p_t) + \beta U_{t+1} - p_t\beta \int_{w_R}^\infty U_{t+1}dF(w) + p_t\beta \int_{w_R}^\infty V_{t+1}(w)dF(w) \\
&= b_t - \psi(p_t) + \beta U_{t+1} + p_t\beta \int_{w_R}^\infty (V_{t+1}(w) - U_{t+1})dF(w)
\end{aligned}$$

Supondo estacionariedade como Rogerson et al. (2005):

$$\begin{aligned}
p_t = p ; b_t = b ; V_t(w_R) = V(w_R) = \frac{w_R}{1 - \beta} = U_{t+1} = U_t = U &\Rightarrow \\
\frac{w_R}{1 - \beta} = b - \psi(p) + \beta \frac{w_R}{1 - \beta} + p\beta \int_{w_R}^\infty \left( \frac{w}{1 - \beta} - \frac{w_R}{1 - \beta} \right) dF(w) &\Rightarrow \\
w_R = (1 - \beta)(b - \psi(p)) + \beta w_R + p\beta \int_{w_R}^\infty (w - w_R)dF(w) &\Rightarrow \\
w_R(1 - \beta) = (1 - \beta)(b - \psi(p)) + p\beta \int_{w_R}^\infty (w - w_R)dF(w) &\Rightarrow \\
w_R = b - \psi(p) + p \frac{\beta}{1 - \beta} \int_{w_R}^\infty (w - w_R)dF(w) &\quad (F1)
\end{aligned}$$

Reescrevendo o problema de maximizaçãõ:

$$\max_p w_R = b - \psi(p) + p \frac{\beta}{1 - \beta} \int_{w_R}^\infty (w - w_R)dF(w)$$

*CPO*

$$\frac{dw_R}{dp} = 0 = -\psi'(p) + \frac{\beta}{1 - \beta} \int_{w_R}^\infty (w - w_R)dF(w) \Rightarrow$$

$$\psi'(p) \frac{1-\beta}{\beta} = \int_{w_R}^{\infty} (w - w_R) dF(w) \quad (F2)$$

Considerando que o benefício é igual a  $b$  até a duração potencial do seguro-desemprego ( $P$ ) e igual a zero após esse prazo, então um aumento na duração potencial do desemprego aumentaria a utilidade esperada nos períodos futuros, ou seja,

$$\frac{dU_{t+1}}{dP} > 0$$

Ademais, como

$$U_{t+1} = \frac{w_R}{1-\beta} \Rightarrow w_R = U_{t+1}(1-\beta) \Rightarrow$$

$$\frac{dw_R}{dP} = \frac{dU_{t+1}}{dP}(1-\beta) > 0 \quad (F3)$$

Pela equação (F2) e utilizando uma transformação provada ao final do problema de Rogerson et al. (2005):

$$\psi'(p) = \frac{\beta}{1-\beta} \int_{w_R}^{\infty} (1-F(w))$$

Derivando por  $P$ , e utilizando o teorema fundamental do cálculo:

$$\psi''(p) \frac{dp}{dP} = -\frac{\beta}{1-\beta} (1-F(w_R)) \frac{dw_R}{dP}$$

Utilizando (F3):

$$\psi''(p) \frac{dp}{dP} = -\frac{\beta}{1-\beta} (1-F(w_R)) \frac{dU_{t+1}}{dP} (1-\beta) \Rightarrow$$

$$\frac{dp}{dP} = \psi''(p) \beta (F(w_R) - 1) \frac{dU_{t+1}}{dP} (1-\beta) < 0$$

Ou seja, o aumento de duração potencial do seguro-desemprego reduz o esforço em obter emprego e a probabilidade de sair do desemprego. Com isso, aumenta a duração do desemprego. Assim, pode-se analisar o efeito do aumento da duração potencial do seguro-desemprego, sabendo que ela gera um aumento na duração do desemprego e assumindo que esse aumento gera uma redução no capital humano dos trabalhadores.

$$w^e = w^e(w_R, \mu_t) \Rightarrow$$

$$\frac{dw^e}{dP} = \underbrace{\frac{\overbrace{dw^e}^+}{dw_R} \overbrace{dw_R}^+}{dP}}_{\text{Efeito seletividade do aumento do salário reserva}} + \underbrace{\frac{\overbrace{dw^e}^+}{d\mu_t} \overbrace{d\mu_t}^-}{dP}}_{\text{Efeito da redução do capital humano do aumento da duração do desemprego}}$$

### Nekoei e Weber (2017)

Modelo de *job search* que considera o salário reserva endógeno, ou seja, ele é determinado pelo modelo. Assim como Schmieder, von Wachter e Bender (2016), explica como o salário de reemprego se comporta para um sistema de seguro-desemprego mais generoso. Mas, agora eles analisam o efeito do aumento do valor do benefício sobre o salário de reemprego. Ao invés de assumir o efeito do aumento da duração do desemprego no capital humano, os autores assumem a hipótese que os trabalhadores passam a aceitar salários menores com o aumento do tempo de desemprego e a reduzir as expectativas de utilidade se empregado. Assim, o efeito sobre a seletividade seria compensado pela dependência da duração do desemprego.

$$\max_{V, \psi} U_t = pV + (1 - p)(u(b_t) + \beta U_{t+1}) - \psi$$

$$V_t = pV + (1 - p)V_{t+1}$$

$$p = p(V, \psi)$$

$$V_t \geq V_{t+1}$$

CPO em relação à  $V$

$$\frac{dU_t}{dV} = 0 = \frac{dp}{dV}V + p - \frac{dp}{dV}(u(b_t) + \beta U_{t+1}) \Rightarrow$$

$$V - u(b_t) - \beta U_{t+1} = -\frac{p}{\frac{dp}{dV}} \quad (G1)$$

CPO em relação à  $\psi$

$$\frac{dU_t}{d\psi} = 0 = \frac{dp}{d\psi}V - \frac{dp}{d\psi}(u(b_t) + \beta U_{t+1}) - 1 \Rightarrow$$

$$V - u(b_t) - \beta U_{t+1} = \frac{1}{\frac{dp}{d\psi}} \quad (G2)$$

Pela segunda equação do problema

$$V_t = pV + (1 - p)V_{t+1}$$

$$= pV + V_{t+1} - pV_{t+1}$$

$$= p(V - V_{t+1}) + V_{t+1} \Rightarrow$$

$$\frac{dV_t}{db_t} = \frac{dV}{db_t} p + \frac{dp}{db_t} (V - V_{t+1}) \quad (G3)$$

Derivando G2 por  $b_t$ :

$$\frac{dV_t}{db_t} = \frac{du}{db_t} > 0 \quad (G4)$$

Ademais, como  $p = p(V, \psi)$ , realize a sua derivada com relação à  $b_t$ :

$$\frac{dp}{db_t} = \frac{\overbrace{\frac{dp}{dV}}^{-} \overbrace{\frac{dV}{db_t}}^{+}}{dV} + \frac{\overbrace{\frac{dp}{d\psi}}^{+} \overbrace{\frac{d\psi}{db_t}}^{-}}{d\psi} < 0 \quad (G5)$$

Juntando os resultados de G4 e G5 em G3 e utilizando a hipótese de dependência da duração do desemprego ( $V_t \geq V_{t+1}$ ):

$$\frac{dV_t}{db_t} = \underbrace{\frac{\overbrace{\frac{dV}{db_t}}^{+}}{\tilde{p}}}_{\text{efeito seletividade}} + \underbrace{\frac{\overbrace{\frac{dp}{db_t}}^{-}}{\tilde{p}}}_{\text{efeito da duração do desemprego}} \underbrace{\overbrace{(V - V_{t+1})}^{+}}_{\text{dependência da duração do desemprego}}$$

## APÊNDICE F – TABELAS COMPLEMENTARES SOBRE OS EFEITOS DAS POLÍTICAS DE *CLOSED SEASON* E SEGURO-DEFESO

A Tabela F.1 apresenta as regressões completas com as variáveis de interesse “*Closed\_Season*” e *Tratamento* e as demais variáveis de controle. Os modelos (1), (3), (4) e (6) estão presentes na Tabela 4.6 do Capítulo 4 desta Tese.

Todos os modelos utilizam somente os bancos de dados de SC, SP e RS, no período de 2002 até 2016, que formam um painel fortemente balanceado e representam estimativas mais confiáveis. Os três primeiros modelos analisam todas as espécies do banco de dados. Os três últimos modelos consideram somente os períodos de *opens season* das espécies pareadas pelo procedimento de *propensity score matching*. Pelo PSM, este estudo atribuiu um período de proibição e de permissão de pesca para as espécies não protegidas pareadas. Assim, os modelos (4), (5) e (6) analisam as espécies tratadas e controle no período em que ambas as espécies possuem pesca permitida.

Todas as estimativas são significativas e indicam que a política de *closed season* reduz a produção de pesca durante o período de proibição. Isso demonstra que a política de *closed season* imposta pelo Ibama é respeitada.

Como a política possui *compliance*, o período de reprodução das espécies tem pesca reduzida. Com isso, todas as estimativas indicam aumento de produção após as espécies serem protegidas.



Tabela F.1 – Estimativas do efeito da proibição de captura sobre a produção de pesca no período de defeso.

Variáveis	TOBIT (1)	2P (2)	FE (3)	PSM TOBIT (4)	PSM 2P (5)	PSM POLS (6)
<b>Closed season</b>	-4,15*** (0,46)	-40,83** (19,57)	-21,27** (9,90)			
<b>Tratamento</b>	6,17*** (1,38)	27,30* (15,15)	8,12* (3,96)	11,04*** (0,28)	31,59*** (10,44)	15,18*** (2,02)
<b>Artesanal</b>	6,21 (4,22)	-23,66* (12,67)		-6,42*** (0,5)	-209,81*** (18,10)	-80,93*** (8,35)
<b>Marinha</b>	7,89** (3,93)	72,28*** (26,23)		1,18 (0,96)	-29,97 (38,45)	0,54 (0,91)
<b>Nº Desembarques</b>	0,038** (0,019)	0,21 (0,23)	0,1 (0,11)	0,019*** (0,0021)	0,27*** (0,053)	54,01** (23,85)
<b>In.PIB</b>	1,12 (1,16)	2,78* (1,65)	0,32 (0,84)	-0,72*** (0,23)	6,22 (4,04)	-43,55*** (10,05)
<b>In.População</b>	8,76 (14,31)	45,64** (18,02)	5,22 (9,50)	26,41*** (2,13)	301,41** (117,24)	0,19*** (0,044)
<b>Constante</b>	-148,00 (153,89)	-671,72*** (251,76)	-56,36 (106,45)	-301,49*** (22,68)	-4.097,30** (1.607,48)	-487,20* (250,09)
<b>Controle Fixo de Tempo</b>	x	x	x	x	x	x
<b>Espécie e Município</b>	x	x		x	x	x
<b>Efeitos Fixos</b>			x			
<b>Transformação logarítima de Y</b>	x	x		x	x	
<b>Fora do tempo de defeso</b>				x	x	x
<b>N</b>	341.640	341.640	341.640	19.618	22.152	19.470
<b>R<sup>2</sup></b>			0,0073			0,24
<b>AIC</b>	938.878	1.528.318	3.837.133	45.219	85.090	247.778
<b>Robustez erro-padrão</b>	Cluster	Cluster	Cluster	White	White	White

Fonte: Elaboração própria.

Obs: (1) Os valores entre parênteses são erros-padrão. (2) Variável "Tratamento" é *dummy*, onde 0 = pesca sem regulamento de defeso; 1 = existe regulamento sobre defeso. (3) Variável "Closed Season" é *dummy* onde 0 = *open season*; 1 = *closed season*. (4) Todas as regressões utilizaram a base de dados dos estados de SC, SP e RS entre 2002 e 2016. (5) Os erros-padrão estimam por cluster as espécies dentro do mesmo município. Legenda: \* p<0,10; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

As Tabelas F.2 e F.3 apresentam estimativas das políticas de seguro-defeso sobre a produção de pesca artesanal no período de proibição. As Tabelas apresentam as estimativas dos controles e das variáveis de "Closed Season" e *Tratamento*. A Tabela F.2 utiliza a variável de pagamentos do seguro-defeso recebidos pelos pescadores dentro do município e para determinada espécie. A Tabela F.3 utiliza a quantidade de pescadores que receberam o seguro-defeso dentro do município, para cada espécie protegida.

As estimativas significativas das duas tabelas indicam uma redução da pesca provocada pela política de pagamento de benefícios durante o *closed season*.

Tabela F.2 – Estimativas do efeito do Seguro-Defeso sobre a produção de pesca no período de defeso para pesca artesanal – Seguro-defeso = soma de benefícios pagos

Variáveis	TOBIT (1)	2P (2)	FE (3)	PSM TOBIT (4)	PSM 2P (5)	PSM FE (6)
<i>Closed Season</i>	-2,97*** (0,69)	-1,03 (1,05)	-1,08 (0,94)	-1,53*** (0,5)	1,28* (0,7)	0,5** (0,21)
Tratamento	6,50*** (1,88)	6,21 (4,19)	0,68 (0,42)	8,49*** (2,33)	0,39 (2,21)	0,15 (0,63)
In.Seguro-Defeso (R\$)	-0,28** (0,14)	0,17 (0,21)	-0,74** (0,33)	-0,36*** (0,13)	-0,077 (0,16)	-0,011 (0,045)
Marinha	-2,97 (2,50)	18,78*** (3,17)		18,36*** (3,07)	-0,56 (2,17)	
Nº Desembarques	0,016 (0,012)	0,012 (0,032)	-0,001 (0,013)	0,013 (0,013)	0,075 (0,071)	0,0098 (0,027)
In.PIB	0,16 (0,56)	0,73 (0,52)	0,22 (0,14)	-0,92* (0,51)	0,63 (0,61)	0,23 (0,21)
In.População	49,91*** (12,10)	16,40 (13,74)	6,96* (3,88)	40,53*** (12,04)	20,02 (15,24)	7,48 (5,90)
Constante	-567,25*** (129,90)	-227,52 (191,07)	-78,10* (43,69)	-469,43*** (130,52)	-282,28 (209,42)	-82,68 (65,90)
Controle Fixo de Tempo	x	x	x	x	x	x
Espécie e Município	x	x		x	x	
Efeitos Fixos			x			x
Transformação logarítmica de Y	x	x		x	x	
N	239.400	239.400	239.400	35.280	34.740	35.280
R <sup>2</sup>			0,0063			0,009
AIC	581.731	762.654	1.910.867	90.422	111.361	259.895
Robustez erro-padrão	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster

Fonte: Elaboração própria.

Obs: (1) Os valores entre parênteses são erros-padrão. (2) Variável "Tratamento" é *dummy*, onde 0 = pesca sem regulamento de defeso; 1 = existe regulamento sobre defeso. (3) Variável "Closed Season" é *dummy* onde 0 = *open season*; 1 = *closed season*. (4) Variável "In.Seguro-Defeso (R\$)" é a soma de pagamentos do seguro-defeso recebidos pelos pescadores dentro do município e para determinada espécie. (5) Todas as regressões utilizaram a base de dados dos estados de SC, SP e RS entre 2002 e 2016. (6) Os erros-padrão estimam por cluster as espécies dentro do mesmo município. Legenda: \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Tabela F.3 – Estimativas do efeito do Seguro-Defeso sobre a produção de pesca no período de defeso para pesca artesanal – Seguro-defeso = soma de beneficiários

Variáveis	TOBIT (1)	2P (2)	FE (3)	PSM TOBIT (4)	PSM 2P (5)	PSM FE (6)
<b>Closed season</b>	-0,27 (0,65)	-0,7*** (0,094)	-2,04 (1,47)	-2,50*** (0,55)	1,25** (0,52)	0,52** (0,23)
<b>Tratamento</b>	6,27 (4,23)	1,33*** (0,35)	0,62 (0,36)	8,43*** (2,34)	0,43 (2,20)	0,16 (0,62)
<b>Nº beneficiários (SD)</b>	-0,003 (0,0023)	0,0002 (0,0001)	-0,019*** (0,0042)	-0,003* (0,002)	-0,005* (0,003)	-0,001 (0,0013)
<b>Marinha</b>	18,86*** (3,19)	-0,64 (0,41)		18,54*** (3,05)	-0,6 (2,16)	
<b>Nº Desembarques</b>	0,012 (0,032)		-0,002 (0,013)	0,014 (0,013)	0,075 (0,071)	0,0098 (0,027)
<b>In.PIB</b>	0,74 (0,52)	0,0079 (0,1)	0,23 (0,15)	-0,92* (0,51)	0,65 (0,61)	0,24 (0,2)
<b>In.População</b>	16,17 (13,61)	8,24*** (1,93)	7,04 (4,04)	40,85*** (12,08)	19,84 (15,08)	7,42 (5,88)
<b>Constante</b>	-224,22 (189,31)	-114,82*** (26,31)	-79,09 (45,47)	-472,76*** (131,04)	-280,07 (207,28)	-82,07 (65,73)
<b>Controle Fixo de Tempo</b>	x	x	x	x	x	x
<b>Espécie e Município</b>	x	x		x	x	
<b>Efeitos Fixos</b>			x			x
<b>Transformação logarítima de Y</b>	x	x		x	x	
<b>N</b>	239.400	239.400	239.400	35.280	34.740	35.280
<b>R<sup>2</sup></b>			0,01			0,0091
<b>AIC</b>	581.809	762.729	1.909.887	90.481	111.405	259.894
<b>Robustez erro-padrão</b>	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster

Fonte: Elaboração própria.

Obs: (1) Os valores entre parênteses são erros-padrão. (2) Variável "Tratamento" é *dummy*, onde 0 = pesca sem regulamentação de defeso; 1 = existe regulamentação sobre defeso. (3) Variável "Closed Season" é *dummy* onde 0 = *open season*; 1 = *closed season*. (4) Variável "Nº beneficiários (SD)" é a soma de pescadores beneficiários do seguro-defeso dentro do município e para cada espécie protegida. (5) Todas as regressões utilizaram a base de dados dos estados de SC, SP e RS entre 2002 e 2016. (6) Os erros-padrão estimam por cluster as espécies dentro do mesmo município. Legenda: \* p<0,10; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

As Tabelas F.4 e F.5 apresentam estimativas das políticas de seguro-defeso sobre a produção de pesca industrial no período de proibição. Novamente, a Tabela F.4 utiliza a variável de pagamentos do seguro-defeso e a Tabela F.5 utiliza a quantidade de pescadores.

As estimativas da variável do seguro-defeso não são conclusivas. Muitas estimativas são sem significância e podem indicar ausência de resultado na pesca industrial. Das estimativas com significância, uma indica aumento da pesca e outra indica redução da pesca industrial provocada pelo seguro-defeso. Apesar de as estimativas serem inconclusivas, o simples fato de haver resultados positivos sugere fracamente que pode haver um aumento da pesca industrial em

decorrência da política de seguro-defeso ao pescador artesanal, conforme resultado do modelo teórico.

Tabela F.4 – Estimativas do efeito do Seguro-Defeso sobre a produção de pesca no período de defeso para pesca artesanal – Seguro-defeso = soma de benefícios pagos

Variáveis	TOBIT (1)	2P (2)	FE (3)	PSM TOBIT (4)	PSM 2P (5)	PSM FE (6)
<b>Período de Defeso</b>	-2,87*** (0,76)	-121,07*** (39,14)	-65,12** (29,14)	-2,97*** (0,69)	-236,45*** (75,96)	-216,84* (100,16)
<b>Tratamento</b>	3,63** (1,77)	114,90*** (35,34)	31,55* (14,98)	18,60*** (2,33)	689,41*** (185,95)	32,07 (101,69)
<b>In.Seguro-Defeso (R\$)</b>	-0,13 (0,23)	6,22 (5,03)	3,01 (2,85)	0,07 (0,053)	7,41 (8,13)	9,60 (6,63)
<b>Nº beneficiários (SD)</b>						
<b>Marinha</b>	26,51*** (3,00)	36,69 (49,73)				
<b>Nº Desembarques</b>	0,25*** (0,047)	5,40* (2,82)	1,97 (1,74)	0,12*** (0,026)	21,04*** (6,66)	7,68 (6,64)
<b>In.PIB</b>	-0,064 (3,70)	-22,09 (20,64)	-3,89 (3,39)	-6,13** (2,92)	-394,06 (245,70)	20,30 (46,12)
<b>In.População</b>	-7,24 (7,23)	-136,43* (79,96)	-29,91 (23,20)	0,66 (5,89)	-791,06* (477,08)	-349,92 (381,52)
<b>Constante</b>	24,13 (71,12)	1.594,30 (1.048,86)	363,23 (246,69)	25,73 (75,94)	11.702,20* (7.038,84)	3.797,61 (4.238,89)
<b>Controle Fixo de Tempo</b>	x	x	x	x	x	x
<b>Espécie e Município</b>	x	x		x	x	
<b>Efeitos Fixos</b>			x			x
<b>Transformação logarítima de Y</b>	x	x		x	x	
<b>N</b>	102.240	102.240	102.240	5.760	5.580	5.760
<b>R<sup>2</sup></b>			0,067			0,23
<b>AIC</b>	305.147	540.562	1.262.524	15.466	34.092	83.860
<b>Robustez erro-padrão</b>	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster

Fonte: Elaboração própria.

Obs: (1) Os valores entre parênteses são erros-padrão. (2) Variável "Tratamento" é *dummy*, onde 0 = pesca sem regulamento de defeso; 1 = existe regulamento sobre defeso. (3) Variável "Closed Season" é *dummy* onde 0 = *open season*; 1 = *closed season*. (4) Variável "In.Seguro-Defeso (R\$)" é a soma de pagamentos do seguro-defeso recebidos pelos pescadores dentro do município e para determinada espécie. (5) Todas as regressões utilizaram a base de dados dos estados de SC, SP e RS entre 2002 e 2016. (6) Os erros-padrão estimam por cluster as espécies dentro do mesmo município. Legenda: \* p<0,10; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

Tabela F.5 – Estimativas do efeito do Seguro-Defeso sobre a produção de pesca no período de defeso para pesca artesanal – Seguro-defeso = soma de beneficiários

Variáveis	TOBIT (1)	2P (2)	FE (3)	PSM TOBIT (4)	PSM 2P (5)	PSM FE (6)
<b>Período de Defeso</b>	-3,43*** (0,49)	-105,68*** (34,46)	-57,09** (24,14)	-2,68*** (0,56)	-207,00** (82,88)	-183,90* (88,19)
<b>Tratamento</b>	3,68** (1,68)	111,87*** (35,81)	27,74** (12,41)	18,39*** (2,37)	674,26*** (195,67)	53,07 (112,54)
<b>In.Seguro-Defeso (R\$)</b>						
<b>Nº beneficiários (SD)</b>	0,0016** (0,0008)	0,014 (0,019)	-0,003 (0,0066)	-0,0003** (0,0002)	-0,015 (0,014)	-0,002 (0,018)
<b>Marinha</b>	26,52*** (3,00)	36,70 (50,06)				
<b>Nº Desembarques</b>	0,25*** (0,047)	5,39* (2,81)	1,97 (1,74)	0,12*** (0,026)	21,10*** (6,69)	7,73 (6,69)
<b>In.PIB</b>	-0,064 (3,70)	-22,09 (20,62)	-3,92 (3,41)	-6,13** (2,91)	-394,03 (247,51)	20,56 (44,88)
<b>In.População</b>	-7,29 (7,26)	-136,19* (80,09)	-29,76 (23,13)	0,81 (5,85)	-769,13 (468,82)	-340,88 (376,65)
<b>Constante</b>	24,60 (71,38)	1.593,15 (1.050,94)	361,89 (246,13)	23,59 (75,34)	11.390,16 (6.927,72)	3.668,86 (4.162,08)
<b>Controle Fixo de Tempo</b>	x	x	x	x	x	x
<b>Espécie e Município</b>	x	x		x	x	
<b>Efeitos Fixos</b>			x			x
<b>Transformação logarítima de Y</b>	x	x		x	x	
<b>N</b>	102.240	102.240	102.240	5.760	5.580	5.760
<b>R<sup>2</sup></b>			0,066			0,23
<b>AIC</b>	305.141	540.614	1.262.577	15.467	34.100	83.874
<b>Robustez erro-padrão</b>	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster	Cluster

Fonte: Elaboração própria.

Obs: (1) Os valores entre parênteses são erros-padrão. (2) Variável "Tratamento" é *dummy*, onde 0 = pesca sem regulamento de defeso; 1 = existe regulamento sobre defeso. (3) Variável "Closed Season" é *dummy* onde 0 = *open season*; 1 = *closed season*. (4) Variável "Nº beneficiários (SD)" é a soma de pescadores beneficiários do seguro-defeso dentro do município e para cada espécie protegida. (5) Todas as regressões utilizaram a base de dados dos estados de SC, SP e RS entre 2002 e 2016. (6) Os erros-padrão estimam por cluster as espécies dentro do mesmo município. Legenda: \* p<0,10; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

## APÊNDICE G – COMPLEMENTO DO MODELO TEÓRICO DO CAPÍTULO 2

Prova da Proposição 3:

$$\begin{aligned}
 U_{t+1}^{el} > V_{t+1} &\Rightarrow \\
 u(y^u + b) - \psi_u(e_{t+1}) + \beta[p_{t+1}V_{t+2} + (1 - p_{t+1})U_{t+2}^{ne}] &> \\
 v(w) - \psi_e(a_{t+1}) + \beta[(1 - \pi_{t+1})V_{t+2} + \pi_{t+1}U_{t+2}^{el}] &
 \end{aligned}$$

Caso 1:  $p_{t+1} = 1$  e  $\pi_{t+1} = 1$  (ou seja,  $\dot{Y}$  expansão e  $a_{t+1} = 0$ )

$$\begin{aligned}
 U_{t+1}^{el} - V_{t+1} &= u(y^u + b) - \psi_u(e_{t+1}) + \beta V_{t+2} - v(w) + \psi_e(a_{t+1}) - \beta U_{t+2}^{el} \\
 &= u(y^u + b) - \psi_u(e_{t+1}) - [v(w) - \psi_e(a_{t+1})] + \beta V_{t+2} - \beta U_{t+2}^{el} \\
 &= u(t) - v(t) + \beta V_{t+2} - \beta U_{t+2}^{el} \\
 &= u(t) - \beta u(t+1) - [v(t) - \beta v(t+1)] + \beta^2 (U_{t+3}^{el} - V_{t+2}) \\
 &= \frac{(1 - \beta)}{\beta} [u(y^u + b) - v(w) + \psi_e(a_{t+1}) - \psi_u(e_{t+1})]
 \end{aligned}$$

Em um cenário de informalidade elevada, considere que a renda informal ( $y^u$ ) é próxima, porém menor que  $w$ . Como *replacement rate* é próximo à 1, temos que  $b \approx w$ . Como  $p_{t+1} = 1$  e  $\pi_{t+1} = 1$ , considere que  $\dot{Y}$  é alto,  $a_{t+1} = 0$  e  $e_{t+1} = \bar{e}$ . Então,

$$U_{t+1}^{el} - V_{t+1} = \frac{(1 - \beta)}{\beta} \left[ \overbrace{u(y^u + b) - v(w)}^+ - \psi_u(\bar{e}) \right]$$

Nesse cenário, possivelmente,  $u(y^u + b) - v(w) > \psi_u(\bar{e})$ . Então,

$$U_{t+1}^{el} > V_{t+1}$$

Caso 2:  $p_{t+1} = 1 - \pi_{t+1}$  (cenário intermediário)

$$\begin{aligned}
 U_{t+1}^{el} - V_{t+1} &= u(y^u + b) - \psi_u(e_{t+1}) + \beta[\pi_{t+1}U_{t+2}^{ne} - U_{t+2}^{el}] - v(w) + \psi_e(a_{t+1}) \\
 &= u(y^u + b) - v(w) - \beta\pi_{t+1}u(b) + \psi_e(a_{t+1}) - \psi_u(e_{t+1})
 \end{aligned}$$

Como que  $b \approx w$ ,  $y^u \approx w$ ,  $0 \leq \beta \leq 1$  e  $0 \leq \pi_{t+1} \leq 1$ . Ainda é possível que

$$u(y^u + b) - v(w) - \beta\pi_{t+1}u(b) + \psi_e(a_{t+1}) - \psi_u(e_{t+1}) > 0$$

Nesse cenário, Então,

$$U_{t+1}^{el} > V_{t+1}$$

Caso 3:  $p_{t+1} = 0$  e  $\pi_{t+1} = 0$  (ou seja,  $\dot{Y}$  crise e  $a_{t+1} = a_{t+1}^{máx}$ )

$$\begin{aligned} U_{t+1}^{el} - V_{t+1} &= u(y^u + b) - \psi_u(e_{t+1}) + \beta U_{t+2}^{ne} - v(w) + \psi_e(a_{t+1}) - \beta V_{t+2} \\ &= \overbrace{u(t) - v(t)}^{+} + \overbrace{\beta[U_{t+2}^{ne} - V_{t+2}]}^{-} \end{aligned}$$

Nesse cenário, a menos que o indivíduo valorize excessivamente o curto prazo,  $u(t) - v(t) > \beta[U_{t+2}^{ne} - V_{t+2}]$ . Então,

$$U_{t+1}^{el} < V_{t+1}$$

## APÊNDICE H – VARIÁVEL *JOB TERNURE*: *TIME ANALYSIS* DO MODELO DE SOBREVIVÊNCIA

A variável de *time analysis* é a variável mais importante em um modelo de sobrevivência. Ela reflete o tempo até que a “falha” aconteça. Neste estudo, desenvolvo um modelo de sobrevivência no emprego. Essa variável reflete o tempo até o desemprego. Como há o interesse em analisar os efeitos do seguro-desemprego na probabilidade de demissão, o *job ternure* considera o tempo necessário para a elegibilidade do benefício e para o aumento de sua duração potencial.

Pelo sistema do seguro-desemprego brasileiro, essa informação deve levar em consideração o tempo de trabalho nos últimos 36 meses, o tempo de aviso prévio, e um saldo remanescente de 15 dias de trabalho, que corresponde a um arredondamento de 1 mês. Esse arredondamento é executado pelo governo brasileiro no cadastro do seguro-desemprego.

Utilizar a informação da Rais de tempo de trabalho naquele vínculo para o modelo de sobrevivência não representa a *time analysis* do seguro-desemprego. Essa variável da Rais tem sido utilizada pela literatura<sup>65</sup>. A primeira dificuldade dessa variável para o uso da *time analysis* é devida ao tempo do aviso prévio. Esse período corresponde a um prazo que o empregador dá ao trabalhador para ele procurar emprego e se preparar para o desemprego. Esse prazo é variável de acordo com o tempo de emprego do trabalhador. A firma decide se espera esse prazo para demitir ou se demite e adianta um mês de salário. No caso de demitir sem esperar o aviso prévio, essa informação é computada pelo governo como tempo de trabalho, mas a informação da Rais de tempo de emprego não captura esses dias. Uma segunda dificuldade em utilizar a informação da Rais se deve ao fato de ela não considerar os últimos 36 meses. Por fim, o arredondamento de 15 dias também não faz parte da informação da Rais.

Por outro lado, utilizar o tempo de emprego da base administrativa do seguro-desemprego permite saber qual o tempo considerado para a concessão do benefício. Portanto, essa informação parece ser a mais apropriada para uma *time analysis* do modelo de sobrevivência. Porém, a informação do tempo de trabalho da base do seguro-desemprego é discreta, devido a

---

<sup>65</sup> Gonzaga e Gerard (2013), Gerard, Rokkanen e Rothe (2016), Gonzaga e Pinto (2014) e Carvalho, Corbi e Narita (2018).



arredondamentos no momento de cadastro do trabalhador. Ademais, os trabalhadores não beneficiários do seguro-desemprego não têm registro dessa informação na base de dados.

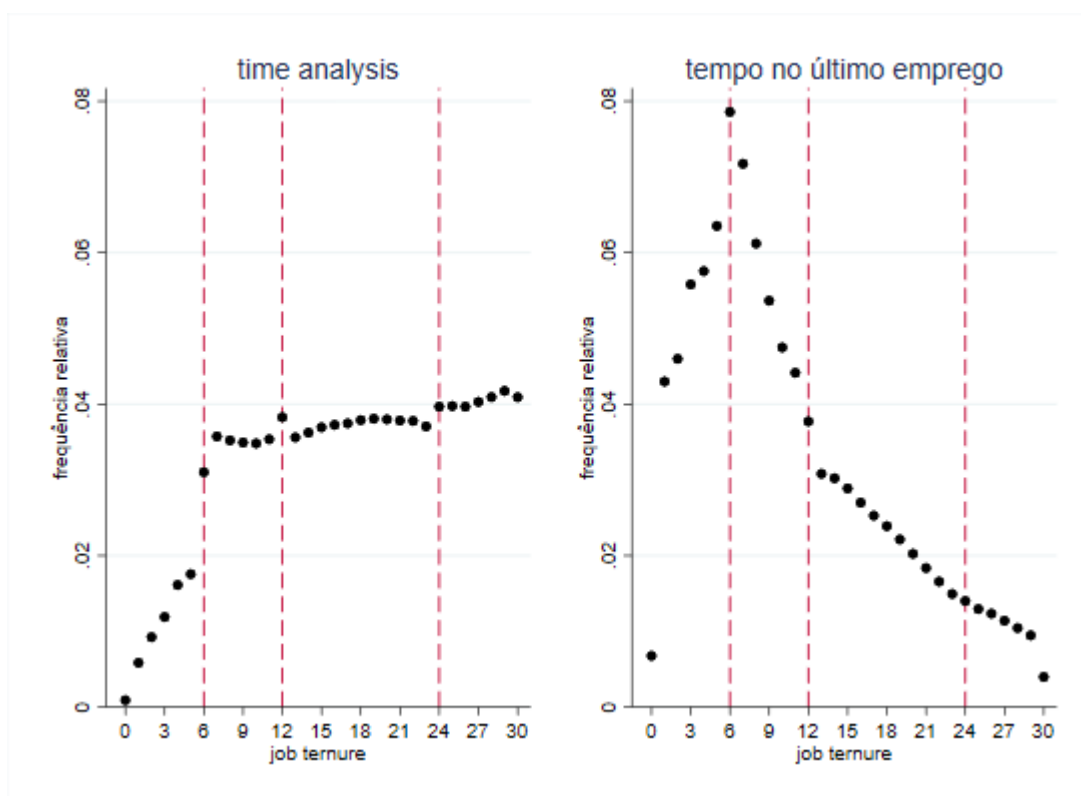
Para a construção da variável *job tenure* necessária para a *time analysis* do modelo de sobrevivência nós utiliza-se um procedimento diferente se o trabalhador é beneficiário do seguro-desemprego e se ele foi demitido e não foi beneficiário do seguro.

Para os beneficiários, utiliza-se o tempo da base de dados administrativa do seguro-desemprego e realiza-se uma transformação da informação discreta em contínua. Para tanto, inicialmente calcula-se os dias entre as datas de datas de admissão e demissão. Depois soma-se esses dias com a diferença entre o tempo discreto considerado pelo governo e o arredondamento dos dias entre as datas.

Para os não beneficiários, calcula-se o tempo de trabalho nos últimos 36 meses e realiza-se a mesma transformação de informação discreta para contínua. Para tanto, inicialmente calcula-se os dias entre as datas de datas de admissão e demissão. Depois soma-se esses dias com a diferença entre os meses de trabalho dos últimos 36 meses e o arredondamento dos dias entre as datas.

Após esse procedimento, soma-se 15 dias a essa informação para representar o arredondamento executado pelo governo. O Gráfico H.1 compara essas duas informações. Segundo Gonzaga e Pinto (2014), a descontinuidade em 3 meses ocorre porque existe um período de experiência na legislação. Segundo esses autores, a descontinuidade negativa em 12 meses ocorre porque as demissões após esse *cutoff* são fiscalizadas por sindicatos e estão mais sujeitas a multas trabalhistas. Todavia, ao utilizar a informação de *time analysis* construída neste estudo, essas descontinuidades mudam drasticamente. Elas refletem os efeitos do seguro-desemprego sobre o comportamento de risco moral *ex-ante* do trabalhador,

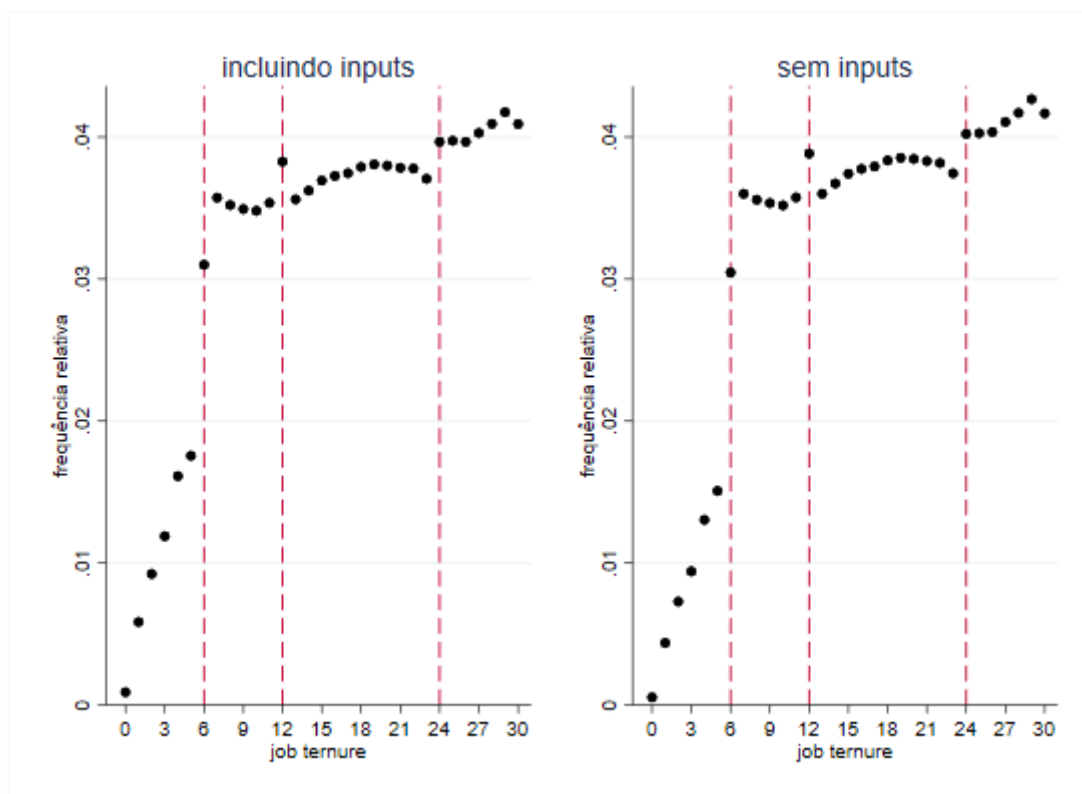
Gráfico H.1: Densidade das demissões ao longo do *job tenure*, para a variável utilizada como *time analysis* do Modelo de Sobrevivência e para a variável tempo de emprego no último vínculo da Rais



Fonte: Elaboração própria com base dos dados da Rais.

Um outro procedimento de base de dados realizado previamente à análise das demissões foi a incorporação da informação de data de admissão e demissão da Rais de 2011 até 2014. Essas informações foram obtidas do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) e da base administrativa do seguro-desemprego. Cerca de 7,9% das informações não obteve *matching* com esses bancos de dados. Para esses trabalhadores, utiliza-se a informação original de tempo de trabalho da Rais e imputa-se as informações de data de admissão, com base na moda das datas de admissões de cada mês/ano. Estima-se a data de demissão somando a data de admissão com o tempo de emprego. O Gráfico H.2 compara os histogramas dos bancos de dados com e sem a imputação. Acredito que esse procedimento não influenciou nas estimativas, pois a informação utilizada de *job tenure* se manteve intacta.

Gráfico H.2: Densidade das demissões ao longo do *job tenure*, com e sem imputação das datas de admissão e demissão



Fonte: Elaboração própria com base dos dados da Rais.

## APÊNDICE I – TABELAS E TESTES COMPLEMENTARES DO DESENHO DE REGRESSÃO KINK

Esse Apêndice apresenta estimativas com variações da ordem do polinômio, da largura do *bandwith*, da função *kernel* e gráficos sobre características observáveis do trabalhador e da firma. Pelas tabelas, é possível observar que as estimativas sobre os *cutoffs* são robustas e consistentes a variações de parâmetros do método RKD.

Tabela I.1 – Estimativas RKD do aumento de probabilidade de demissão no *cutoff* de 6 meses de *job tenure*, por grupo de requerentes, e com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016

RKD em 6 meses	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>P(Demissão&lt;6m) = 0,04</b>	<b>Todos os trabalhadores</b>					
aumento da inclinação	0,00977*** (0)	0,00925*** (0)	0,01061*** (0)	0,00755*** (0)	0,0078*** (0)	0,00816*** (0)
N	1.931.665	1.834.815	3.846.034	3.936.850	3.846.034	5.675.766
<b>P(Demissão&lt;6m) = 0,068</b>	<b>Requerente pela 1ª ou 2ª vez (antes 31/dez/2014)</b>					
aumento da inclinação	0,0149*** (0,00001)	0,0145*** (0,00001)	0,0151*** (0)	0,0128*** (0,00001)	0,01348*** (0,00001)	0,01353*** (0,00001)
N	1.020.548	969.416	2.048.226	2.095.785	2.048.226	2.995.046
<b>P(Demissão&lt;6m) = 0,049</b>	<b>Requerente pela 1ª ou 2ª vez (depois 01/mar/2015)</b>					
aumento da inclinação	0,00357*** (0)	0,00322*** (0)	0,00432*** (0)	0,00195*** (0,00001)	0,00207*** (0,00001)	0,00103*** (0)
N	355.772	338.580	677.708	692.641	677.708	979.328
<b>P(Demissão&lt;6m) = 0,017</b>	<b>Requerente pela 3ª ou mais vezes (antes 31/dez/2014)</b>					
aumento da inclinação	0,0093*** (0)	0,00855*** (0,00001)	0,0104*** (0)	0,00708*** (0,00001)	0,00704*** (0,00001)	0,00822*** (0)
N	382.814	363.436	758.384	777.453	758.384	1.133.236
<b>P(Demissão&lt;6m) = 0,011</b>	<b>Requerente pela 3ª ou mais vezes (depois 01/mar/2015)</b>					
aumento da inclinação	0,00742*** (0,00001)	0,00696*** (0,00001)	0,00962*** (0,00001)	0,00385*** (0,00001)	0,0039*** (0)	0,0049*** (0)
N	119.455	113.060	255.245	261.958	255.245	410.653
<b>ordem do polinômio</b>	1	1	1	2	2	2
<b>bandwith (cada lado)</b>	1	1	2	2	2	3
<b>kernel</b>	uniforme	triangular	triangular	uniforme	triangular	triangular

Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são erros-padrão. Estatísticas  $R^2$  são maiores que 0,98. Probabilidade de ser demitido no *cutoff* foi estimada pela constante. Legenda: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Tabela I.2 – Estimativas RKD do aumento de probabilidade de demissão no *cutoff* de 12 meses de *job tenure*, por grupo de requerentes, e com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016

<b>RKD em 12 meses</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	<b>(6)</b>
<b>P(Demissão&lt;12m) = 0,178</b>						
	<b>Todos os trabalhadores</b>					
aumento da inclinação	0,00214*** (0)	0,00146*** (0)	0,00141*** (0)	0,002*** (0)	0,00243*** (0)	0,0019*** (0)
N	2.992.428	2.853.095	5.678.678	5.817.490	5.678.678	8.517.120
<b>P(Demissão&lt;12m) = 0,255</b>						
	<b>Requerente pela 1ª ou 2ª vez (antes 31/dez/2014)</b>					
aumento da inclinação	0,00106*** (0)	0,00018*** (0)	-0,00072*** (0)	0,00221*** (0,00001)	0,0027*** (0,00001)	0,00213*** (0)
N	1.193.211	1.139.416	2.262.643	2.316.892	2.262.643	3.405.465
<b>P(Demissão&lt;12m) = 0,175</b>						
	<b>Requerente pela 1ª ou 2ª vez (depois 01/mar/2015)</b>					
aumento da inclinação	0,0026*** (0)	0,00223*** (0)	0,0022*** (0)	0,00232*** (0,00001)	0,00277*** (0,00001)	0,00224*** (0)
N	503.365	480.022	966.720	989.785	966.720	1.448.179
<b>P(Demissão&lt;12m) = 0,123</b>						
	<b>Requerente pela 3ª ou mais vezes (antes 31/dez/2014)</b>					
aumento da inclinação	0,00273*** (0)	0,00213*** (0)	0,00252*** (0)	0,00181*** (0)	0,00222*** (0)	0,00171*** (0)
N	774.645	737.103	1.466.548	1.503.837	1.466.548	2.207.244
<b>P(Demissão&lt;12m) = 0,13</b>						
	<b>Requerente pela 3ª ou mais vezes (depois 01/mar/2015)</b>					
aumento da inclinação	0,00317*** (0)	0,00247*** (0)	0,00342*** (0)	0,00184*** (0,00001)	0,00214*** (0,00001)	0,00156*** (0)
N	426.637	406.585	806.587	826.360	806.587	1.195.819
<b>ordem do polinômio</b>	1	1	1	2	2	2
<b>bandwith (cada lado)</b>	1	1	2	2	2	3
<b>kernel</b>	uniforme	triangular	triangular	uniforme	triangular	triangular

Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são erros-padrão. Estatísticas  $R^2$  são maiores que 0,99. Probabilidade de ser demitido no *cutoff* foi estimada pela constante. Legenda: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Tabela I.3 – Estimativas RKD do aumento de probabilidade de demissão no *cutoff* de 24 meses de *job tenure*, por grupo de requerentes, e com um recorte entre 2011 e 2014 e entre março de 2015 e dezembro de 2016

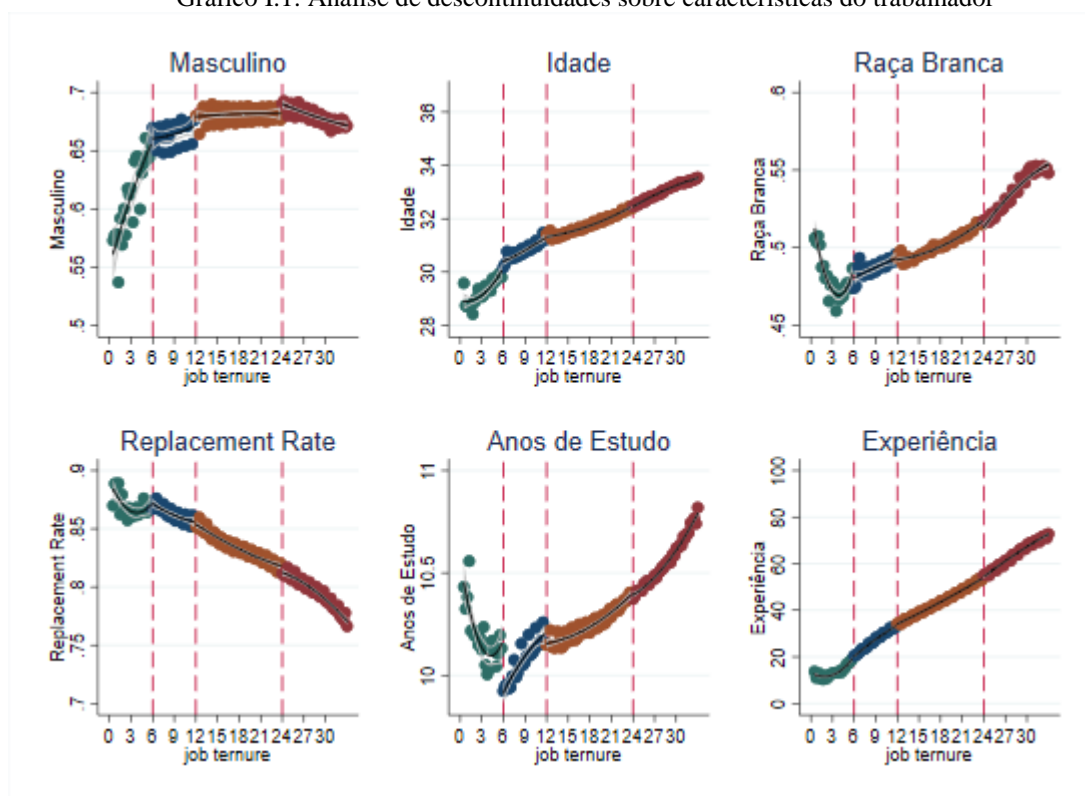
RKD em 24 meses	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>P(Demissão&lt;24m) = 0,484</b>	<b>Todos os trabalhadores</b>					
aumento da inclinação	0,00152*** (0)	0,00039*** (0)	0,00121*** (0)	0,00104*** (0)	0,00121*** (0)	0,00157*** (0)
N	3.100.153	2.949.290	6.027.420	6.179.296	6.027.420	9.106.076
<b>P(Demissão&lt;24m) = 0,535</b>	<b>Requerente pela 1ª ou 2ª vez (antes 31/dez/2014)</b>					
aumento da inclinação	0,00127*** (0)	0,00003*** (0)	0,00075*** (0)	0,00104*** (0)	0,00121*** (0)	0,00169*** (0)
N	823.079	784.288	1.608.899	1.648.402	1.608.899	2.437.576
<b>P(Demissão&lt;24m) = 0,47</b>	<b>Requerente pela 1ª ou 2ª vez (depois 01/mar/2015)</b>					
aumento da inclinação	-0,0004*** (0)	-0,0013*** (0)	-0,00074*** (0)	-0,00049*** (0)	-0,00041*** (0)	0,00021*** (0)
N	459.603	436.398	897.599	920.771	897.599	1.362.370
<b>P(Demissão&lt;24m) = 0,446</b>	<b>Requerente pela 3ª ou mais vezes (antes 31/dez/2014)</b>					
aumento da inclinação	0,00363*** (0)	0,0023*** (0)	0,00363*** (0)	0,00249*** (0)	0,0027*** (0)	0,00283*** (0)
N	1.241.753	1.181.654	2.404.596	2.464.921	2.404.596	3.622.809
<b>P(Demissão&lt;24m) = 0,123</b>	<b>Requerente pela 3ª ou mais vezes (depois 01/mar/2015)</b>					
aumento da inclinação	0,00074*** (0)	0,00002*** (0)	0,00044*** (0)	0,00068*** (0,00001)	0,00076*** (0)	-0,00003*** (0)
N	612.620	643.850	1.254.240	1.223.196	1.873.678	333.742
<b>ordem do polinômio</b>	1	1	1	2	2	2
<b>bandwith (cada lado)</b>	1	1	2	2	2	3
<b>kernel</b>	uniforme	triangular	triangular	uniforme	triangular	triangular

Fonte: Elaboração própria.

Obs: Os valores entre parênteses são erros-padrão. Estatísticas R<sup>2</sup> são maiores que 0,99. Probabilidade de ser demitido no *cutoff* foi estimada pela constante. Legenda: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001.

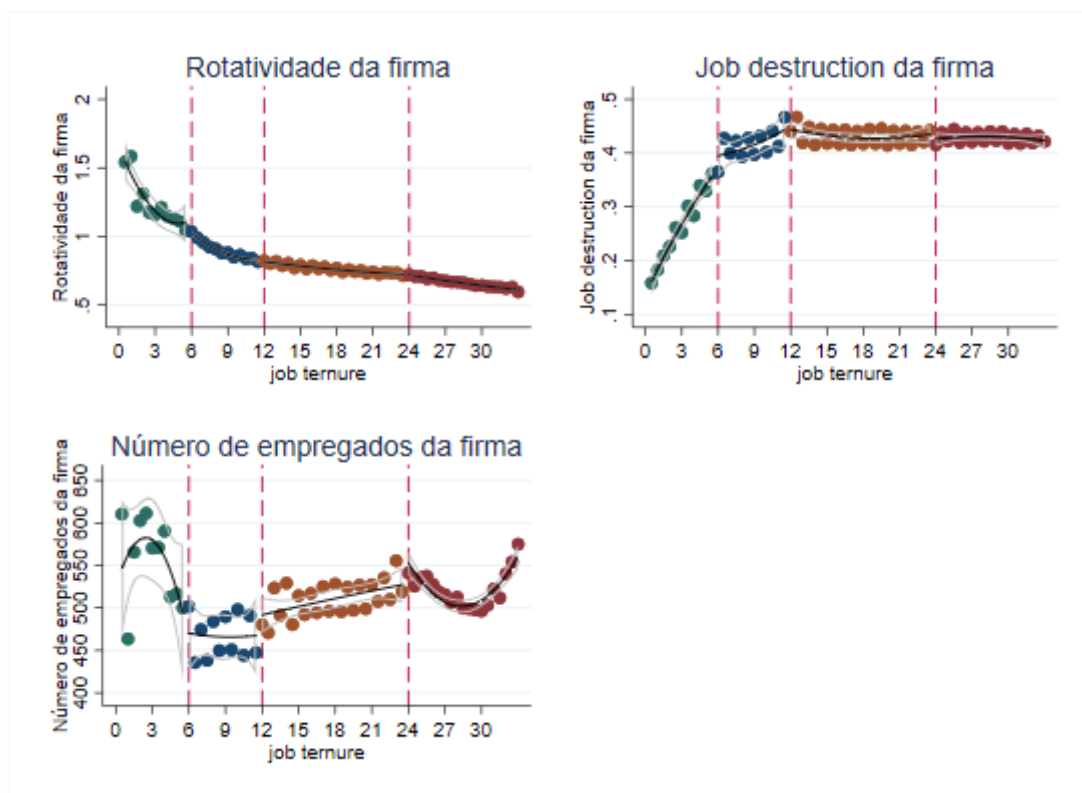
Apresentamos gráficos sobre variáveis observáveis dos trabalhadores e das firmas. Com a exceção de anos de estudo, todas as variáveis não tiveram descontinuidades em volta dos *cutoffs*. A descontinuidade na variável anos de estudo ocorre após o *cutoff* de 6 meses. Ela representa um comportamento de risco moral *ex-ante* é correlacionado com os anos de estudo. Todavia, esse comportamento não foi correlacionado com os salários, pois o gráfico sobre o *replacement rate* não tem descontinuidade.

Gráfico I.1: Análise de descontinuidades sobre características do trabalhador



Fonte: Elaboração própria com base dos dados da Rais.

Gráfico I.2: Análise de descontinuidades sobre características da firma



Fonte: Elaboração própria com base dos dados da Rais.