

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

**ERIK MATZENBACHER**

**NÍVEL DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE NO BRASIL (2012 –  
2017): UMA MENSURAÇÃO A PARTIR DAS CIRCUNSTÂNCIAS DE  
GÊNERO E ETNIA**

**Porto Alegre**

**2017**

**ERIK MATZENBACHER**

**NÍVEL DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE NO BRASIL (2012 –  
2017): UMA MENSURAÇÃO A PARTIR DAS CIRCUNSTÂNCIAS DE  
GÊNERO E ETNIA**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior

**Porto Alegre**

**2017**

## CIP - Catalogação na Publicação

Matzenbacher, Erik

Nível de desigualdade de oportunidade no Brasil  
(2012 - 2017): uma mensuração a partir das  
circunstâncias de gênero e etnia / Erik Matzenbacher.  
-- 2017.

85 f.

Orientador: Sabino da Silva Pôrto Júnior.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) --  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade  
de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas,  
Porto Alegre, BR-RS, 2017.

1. Índice de Desigualdade de Oportunidade. 2.  
Brasil. 3. Rio Grande do Sul. 4. Equidade de  
Oportunidades. 5. Justiça Distributiva. I. Pôrto  
Júnior, Sabino da Silva, orient. II. Título.

**ERIK MATZENBACHER**

**NÍVEL DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE NO BRASIL (2012 –  
2017): UMA MENSURAÇÃO A PARTIR DAS CIRCUNSTÂNCIAS DE  
GÊNERO E ETNIA**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de  
Graduação em Ciências Econômicas da  
Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS  
como requisito parcial para obtenção do título  
Bacharel em Economia.

Aprovado em: Porto Alegre, \_\_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ de 2017.

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior – Orientador

UFRGS

---

Prof. Dr. Flávio Vasconcellos Comim

UFRGS

---

Profª. Dra. Janice Dornelles de Castro

UFRGS

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente gostaria de agradecer a minha mãe, Alsacia Belina Matzenbacher e a meu pai, Felipe Justo Matzenbacher, por todas as oportunidades que me foram dadas. Que circunstância ótima e peculiar ter nascido filho de vocês. A elaboração deste trabalho foi um processo muito rico e importante para entender certos aspectos da vida.

Gostaria de agradecer a minha namorada, Victória de Menezes Piffero, por todo apoio, paciência e amor durante essa jornada. O mundo é nosso.

Gostaria de agradecer ao Professor Sabino da Silva Pôrto Júnior pelas aulas nas disciplinas ministradas e por me apresentar o tema do presente trabalho.

Gostaria de agradecer ao Professor Djalma Pessoa por disponibilizar tempo a responder perguntas sobre as bases de dados e coleta amostral; à colega Tainan de Bacco Freitas pelas explicações sobre os comandos do software R; e ao Estatístico Lucas Bogdanov Schmidt pelas conversas sobre programação e teoria estatística.

Gostaria de agradecer às comunidades da UFRGS e da FCE. Tenho certeza quando digo que o ambiente da graduação foi uma casa para mim.

Gostaria de agradecer à Equilíbrio Assessoria Econômica e aos colegas de curso. E a todos aqueles com os quais convivi que não puderam ou não fizeram questão de serem empáticos: vocês foram um incentivo para que eu fizesse mais e definisse alguns objetivos de vida.

Quero registrar que as seguintes pessoas foram de extrema importância para que esse trabalho fosse concluído: Knut Schreiner, Anders Niklas Andersson, Jens Robert Dahlgvist, Andreas Tyrone Svensson, Thomas Seltzer, George Clinton, Edward Earl Hazel, Ian Fraser Kilmister, Edward Allan Clarke, Philip John Taylor, Richard David James, Matz Robert Eriksson, Robert Pehrsson e Prince Rogers Nelson.

Esse trabalho é dedicado ao meu verdadeiro tio, Walter Henrique Graebin.

*“Bebida é água.  
Comida é pasto.  
Você tem sede de que?  
Você tem fome de que?  
A gente não quer só comida,  
A gente quer comida, diversão e arte.  
A gente não quer só comida,  
A gente quer saída para qualquer parte.  
A gente não quer só comida,  
A gente quer bebida, diversão, balé.  
A gente não quer só comida,  
A gente quer a vida como a vida quer.*

*Bebida é água.  
Comida é pasto.  
Você tem sede de que?  
Você tem fome de que?  
A gente não quer só comer,  
A gente quer comer e quer fazer amor.  
A gente não quer só comer,  
A gente quer prazer pra aliviar a dor.  
A gente não quer só dinheiro,  
A gente quer dinheiro e felicidade.  
A gente não quer só dinheiro,  
A gente quer inteiro e não pela metade.  
“A gente não quer só comida. A gente  
quer comida, diversão e arte.”  
(Arnaldo Antunes, Marcelo Fromer,  
Sérgio Brito)*

*“[...] egalitarian theory has incorporated  
the most appealing idea in the arsenal of  
the anti-egalitarian Right, that people  
should be held responsible for their  
accomplishments.”*

*(Roemer, 2002)*

*“Inequality of opportunity is, in this view,  
the appropriate “currency of egalitarian  
justice””*

(Cohen, 1989)

## RESUMO

O presente estudo tem o objetivo de medir o nível de desigualdade de oportunidade dos estados brasileiros no período que vai do primeiro trimestre de 2012 ao primeiro trimestre de 2017. Aborda-se o conceito de desigualdade de oportunidade a partir da teoria de igualdade de oportunidade de Roemer (1998) e do conceito de igualitarismo sensível a responsabilidades (*responsability-sensitive egalitarianism*).

A partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral (PNADCT) e através de metodologia proposta por Ferreira e Gignoux (2011), estima-se pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários um modelo paramétrico da contribuição das circunstâncias *gênero* e *etnia* na distribuição do *rendimento mensal efetivo de todos os trabalhos para pessoas de 14 anos ou mais de idade* para cada estado. Então, calcula-se os Índices de Desigualdade de Oportunidade estaduais do Brasil.

Compara-se a evolução das médias regionais dos Índices de Desigualdade de Oportunidade estaduais, assim como a evolução do nível de desigualdade de oportunidade do Rio Grande do Sul com os demais estados da federação ao longo do período analisado. O quarto trimestre de 2015 é deixado de fora da análise em virtude dos dados da PNADCT apresentarem problema de coleta.

Observa-se que o nível de desigualdade de oportunidade no país caiu durante o período estudado: a variação da média do Índice de Desigualdade de Oportunidade dos estados brasileiros entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017 foi -11,13%. A região Centro Oeste é aquela com as maiores médias dos Índices de Desigualdade de Oportunidade estaduais em todos os trimestres analisados, sendo a região Nordeste a com as menores em todo o período. Mato Grosso do Sul é o estado que apresenta o maior índice um maior número de vezes, sendo Alagoas aquele com o menor nível de desigualdade de oportunidade um maior número de vezes.

O nível de desigualdade de oportunidade do Rio Grande do Sul apresentou comportamento estável durante os 20 trimestres analisados, sendo a variação do Índice de Desigualdade de Oportunidade no período de 0,20%. A tendência dada pelos índices calculados para os últimos três trimestres do período de análise é de queda. Atesta-se variações conjunturais na série temporal do índice para Rio Grande do Sul: há sazonalidade, porém não caráter cíclico, pois o índice se manteve praticamente estável, dada tendência nula durante todo o período analisado.

Em comparação com os outros estados da federação, o Rio Grande do Sul pertence ao grupo de estados com os maiores níveis de desigualdade de oportunidade ao longo dos trimestres analisados: seu nível de desigualdade de oportunidade foi maior que a média nacional em todos os trimestres. Em relação aos estados na região Sul do Brasil, o Rio Grande do Sul apresentou o menor nível de desigualdade de oportunidade em dezesseis dos vinte trimestres analisados, sendo o estado com o maior índice somente no segundo trimestre de 2016.

**Palavras-chave:** Índice de Desigualdade de Oportunidade, Brasil, Rio Grande do Sul, Equidade de Oportunidades, Justiça Distributiva.

**Classificação JEL:** D63 - Equity, Justice, Inequality, and Other Normative Criteria and Measurement; Distributive Justice

## ABSTRACT

The objective of the present study is to measure the level of inequality of opportunity of all the twenty-seven Brazilian states in the period the first trimester of 2012 to the first trimester of 2017. The concept of inequality of opportunity is addressed through the Theory of Equality of Opportunity by Roemer (1998) and the concept of responsibility-sensitive egalitarianism.

Making use of data from the Trimestral Survey of Brazilian Households (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral - PNADCT) and based on the methodology proposed by Ferreira and Gignoux (2011), it is estimated a parametric model of the contributions of the circumstances *gender* and *ethnicity* over the distribution of effective monthly income of all works of persons who are 14 years old or older for each state through the Least Mean Squares method. The Inequality of Opportunity Indexes of all states are then calculated.

The analysis compares the evolution through the time series of the regional averages of the Inequality of Opportunity Indexes of the Brazilian states, as well as the level of inequality of opportunity of the state of Rio Grande do Sul with those of the other states of the federation through the analyzed period. The fourth trimester of 2015 is left out of the analysis due to the PNADCT data being corrupted because of problems during their collecting.

It is noted that the level of inequality of opportunity of Brazil dropped during the analyzed period: the variation of the average of the Inequality of Opportunity Indexes of the Brazilian states between the first trimester of 2012 and the first trimester of 2017 was - 11.13%. The Central Western Region of Brazil presents the biggest averages for the state indexes during all the analyzed trimesters, being the Northeastern Region the one with the smallest averages in all trimesters. Mato Grosso do Sul is the state that presented the highest level of inequality of opportunity the majority of times, being Alagoas the one with the lowest level the majority of times.

The level of inequality of opportunity of Rio Grande do Sul presented stable behavior during the twenty trimesters analyzed, being 0.20% the variation of the Inequality of Opportunity Index in the period. The analysis of the indexes of the last three trimesters of the analyzed period supports the argument that there is a downward trend of the level of inequality of opportunity of Rio Grande do Sul. Conjunctural variations of the index of Rio

Grande do Sul take place during the time series: there is seasonality, although no cyclical tendency due to the index being stable and a non-existent trend through the analyzed period.

In the comparison with the other states of Brazil, Rio Grande do Sul is part of the group of states which have the highest levels of inequality of opportunity through the analyzed trimesters. The index of the state was bigger than the average of all the state indexes in all the trimesters. Comparing Rio Grande do Sul with the other states of the Southern Region of Brazil, the state presents the lowest level of inequality of opportunity in sixteen of the twenty trimesters analyzed, being the state with the biggest index only in the second trimester of 2016.

**Keywords:** Inequality of Opportunity Index, Brazil, Rio Grande do Sul, Equality of Opportunities, Distributive Justice.

**JEL Classification:** D63 - Equity, Justice, Inequality, and Other Normative Criteria and Measurement; Distributive Justice

## LISTA DE FIGURAS

|   |    |
|---|----|
| FIGURA 1 – GRÁFICO EXPLICATIVO DO ÍNDICE DE GINI.....   | 20 |
| FIGURA 2 – MAPA DO BRASIL COM GRAU DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE DOS ESTADOS NO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2012.....     | 53 |
| FIGURA 3 – MAPA DO BRASIL COM GRAU DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE DOS ESTADOS NO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2017.....     | 53 |
| FIGURA 4 – HISTOGRAMA DOS RESÍDUOS DA REGRESSÃO DO MODELO DO RIO GRANDE DO SUL PARA O PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2016..... | 60 |

## LISTA DE GRÁFICOS

|  |    |
|--|----|
| GRÁFICO 1 – ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE ESTADUAIS E MÉDIAS DO PAÍS PARA O PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2012 E PARA O PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2017.....  | 50 |
| GRÁFICO 2 – EVOLUÇÃO DO ÍNDICE DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE DO RIO GRANDE DO SUL CALCULADO PARA OS 20 TRIMESTRES ANALISADOS.....  | 55 |
| GRÁFICO 3 – POSIÇÃO DO RIO GRANDE DO SUL AO LONGO DOS TRIMESTRES ANALISADOS NO RANKING DE MAIOR ÍNDICE DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE ENTRE ESTADOS BRASILEIROS.....  | 57 |
| GRÁFICO 4 – COMPARAÇÃO DA EVOLUÇÃO DAS MÉDIAS REGIONAIS E DAS MÉDIAS NACIONAIS DOS ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE ESTADUAIS AO LONGO DOS TRIMESTRES ANALISADOS.....   | 61 |
| GRÁFICO 5 – ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE DOS ESTADOS DA REGIÃO SUL AO LONGO DOS TRIMESTRES ANALISADOS.....  | 62 |
| GRÁFICO 6 – COMPARAÇÃO DA EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE DO RIO GRANDE DO SUL AO LONGO DOS TRIMESTRES ANALISADOS COM A EVOLUÇÃO DAS MÉDIAS DO ÍNDICE DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE DA REGIÃO SUL DO BRASIL AO LONGO DOS TRIMESTRES ANALISADOS..... | 62 |

## LISTA DE TABELAS

|  |    |
|--|----|
| TABELA 1 – ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE ESTADUAIS NO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2012 E RESPECTIVA POSIÇÃO NO RANKING DE MAIOR NÍVEL DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE..... | 51 |
| TABELA 2 – ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE ESTADUAIS NO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2017 E RESPECTIVA POSIÇÃO NO RANKING DE MAIOR NÍVEL DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE..... | 52 |
| TABELA 3 – EVOLUÇÃO DO ÍNDICE DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE DO RIO GRANDE DO SUL CALCULADO PARA OS 20 TRIMESTRES ANALISADOS.....   | 55 |
| TABELA 4 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2012.....  | 58 |
| TABELA 5 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2017.....  | 58 |
| TABELA 6 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2012.....  | 59 |
| TABELA 7 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2017.....  | 59 |
| TABELA 8 – MÉDIAS REGIONAIS E MÉDIAS NACIONAIS DOS ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE ESTADUAIS AO LONGO DOS 20 TRIMESTRES ANALISADOS.....                                | 60 |
| TABELA 9 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO SEGUNDO TRIMESTRE DE 2012.....   | 69 |
| TABELA 10 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO TERCEIRO TRIMESTRE DE 2012.....   | 69 |
| TABELA 11 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO QUARTO TRIMESTRE DE 2012.....   | 69 |

|  |    |
|--|----|
| TABELA 12 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2013..... | 70 |
| TABELA 13 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO SEGUNDO TRIMESTRE DE 2013.....  | 70 |
| TABELA 14 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO TERCEIRO TRIMESTRE DE 2013..... | 70 |
| TABELA 15 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO QUARTO TRIMESTRE DE 2013.....   | 70 |
| TABELA 16 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2014..... | 71 |
| TABELA 17 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO SEGUNDO TRIMESTRE DE 2014.....  | 71 |
| TABELA 18 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO TERCEIRO TRIMESTRE DE 2014..... | 71 |
| TABELA 19 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO QUARTO TRIMESTRE DE 2014.....   | 71 |
| TABELA 20 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2015..... | 72 |
| TABELA 21 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO SEGUNDO TRIMESTRE DE 2015.....  | 72 |
| TABELA 22 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO TERCEIRO TRIMESTRE DE 2015..... | 72 |
| TABELA 23 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2016..... | 72 |
| TABELA 24 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO SEGUNDO TRIMESTRE DE 2016.....  | 73 |

|  |    |
|--|----|
| TABELA 25 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO TERCEIRO TRIMESTRE DE 2016..... | 73 |
| TABELA 26 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO RIO GRANDE DO SUL NA PNADCT DO QUARTO TRIMESTRE DE 2016.....   | 73 |
| TABELA 27 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O SEGUNDO TRIMESTRE DE 2012.....                | 74 |
| TABELA 28 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O TERCEIRO TRIMESTRE DE 2012.....               | 74 |
| TABELA 29 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O QUARTO TRIMESTRE DE 2012.....                 | 74 |
| TABELA 30 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2013.....               | 74 |
| TABELA 31 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O SEGUNDO TRIMESTRE DE 2013.....                | 75 |
| TABELA 32 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O TERCEIRO TRIMESTRE DE 2013.....               | 75 |
| TABELA 33 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O QUARTO TRIMESTRE DE 2013.....                 | 75 |
| TABELA 34 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2014.....               | 75 |
| TABELA 35 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O SEGUNDO TRIMESTRE DE 2014.....                | 76 |
| TABELA 36 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O TERCEIRO TRIMESTRE DE 2014.....               | 76 |
| TABELA 37 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O QUARTO TRIMESTRE DE 2014.....                 | 76 |

|  |    |
|--|----|
| TABELA 38 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2015..... | 76 |
| TABELA 39 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O SEGUNDO TRIMESTRE DE 2015.....  | 77 |
| TABELA 40 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O TERCEIRO TRIMESTRE DE 2015..... | 77 |
| TABELA 41 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O PRIMEIRO TRIMESTRE DE 2016..... | 77 |
| TABELA 42 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O SEGUNDO TRIMESTRE DE 2016.....  | 77 |
| TABELA 43 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O TERCEIRO TRIMESTRE DE 2016..... | 78 |
| TABELA 44 – ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DO MODELO PARA O QUARTO TRIMESTRE DE 2016.....   | 78 |

## SUMÁRIO

|   |    |
|---|----|
| <b>INTRODUÇÃO</b> .....   | 19 |
| <b>1. REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA</b> .....   | 21 |
| <b>2. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA</b> .....  | 26 |
| 2.1. EUROPA.....  | 26 |
| 2.2. AMÉRICA LATINA.....  | 29 |
| 2.3. BRASIL.....  | 38 |
| <b>3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS</b> .....   | 46 |
| <b>4. RESULTADOS</b> .....  | 50 |
| 4.1. ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE<br>ESTADUAIS.....                        | 50 |
| 4.1.1. Estatísticas Descritivas.....  | 58 |
| 4.1.2. Estimações.....  | 59 |
| 4.2. ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE – MÉDIAS DAS<br>REGIÕES BRASILEIRAS..... | 60 |
| <b>5. CONCLUSÃO</b> .....   | 63 |
| <b>REFERÊNCIAS</b> .....  | 66 |
| <b>ANEXO</b> .....  | 69 |
| <b>APÊNDICE</b> .....   | 81 |

## INTRODUÇÃO

O Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil de 2013, a partir do cálculo do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (0,746), posiciona o Rio Grande do Sul na sexta melhor posição em relação ao nível de desenvolvimento humano na comparação com os outros estados do Brasil em 2010 (PNUD, 2013). Levando-se em conta a variável renda, o Índice de Gini para distribuição de rendimento mensal de todos os trabalhos de pessoas com 15 anos ou mais de idade, calculado a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2013, situa o estado como aquele com o terceiro melhor nível de distribuição de renda (0,463) em relação aos outros estados da federação (IBGE, 2013). Analisando-se tal indicador do Rio Grande do Sul para os anos de 1991, 2000 e 2010, (0,5880; 0,5863; 0,5472, respectivamente) (DATASUS, 2017), observa-se que a série apresenta queda, concluindo-se que houve diminuição da concentração de renda no estado.

Porém tais indicadores, como argumentado por Figueiredo *et al.* (2013), mascaram uma questão fundamental: qual o peso da responsabilidade individual no nível de remuneração per capita? O quão importante são as decisões individuais para determinar os resultados econômicos? E além: como medir o impacto das circunstâncias impostas aos indivíduos, como gênero e etnia, por exemplo, para a criação de políticas públicas mais eficientes à resolução das desigualdades injustas?

O gráfico do Índice de Gini (Figura 1) apresenta no eixo horizontal a proporção acumulada da população de uma dada sociedade, enquanto que o eixo vertical apresenta a proporção acumulada da renda de tal sociedade. A distância entre a reta de 45 graus, a qual atesta que a renda de tal sociedade é igualmente distribuída entre a população, e a curva de Lorenz, representa o Índice de Gini. Deste modo, tal medida evidencia o quão longe uma sociedade está do nível onde todos possuem a mesma renda. Porém, tal indicador não leva em consideração as desigualdades justas provenientes do esforço individual, e também não pondera a participação de circunstâncias na distribuição de renda.

O presente estudo tem como objetivo calcular o nível de desigualdade de oportunidade de gênero e etnia dos estados brasileiros no período que vai do primeiro trimestre de 2012 ao primeiro trimestre de 2017 através de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral (PNADCT). Revisa-se também o conceito de desigualdade de oportunidade a partir da teoria de igualdade de oportunidade de Roemer (1998) e do conceito de igualitarismo sensível a responsabilidades (*responsability-sensitive egalitarianism*). O cálculo

do nível de desigualdade de oportunidade é feito através de metodologia proposta por Ferreira e Gignoux (2011). Escolheu-se a variável *Rendimento mensal efetivo de todos os trabalhos para pessoas de 14 anos ou mais de idade* como variável resultado.

Figura 1 – Gráfico explicativo do Índice de Gini



Elaboração: Brasil Escola

## 1. REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA

O primeiro passo para calcular um índice de desigualdade que considere as responsabilidades individuais e as circunstâncias como determinantes das vantagens que os indivíduos obtém é a definição do que é responsabilidade. O estudo de Roemer (1998) propõe uma norma de justiça que leva em conta que fatores socialmente injustos seriam aqueles que estão além da responsabilidade dos indivíduos. Fatores de responsabilidade são aqueles que englobam variáveis de esforço individual, como horas de trabalho e setor de atividade (público ou privado). Fatores de não-responsabilidade são aqueles aos quais os indivíduos não escolheram estar condicionados, como etnia, gênero, escolaridade dos pais e ocupação dos pais, por exemplo. Bourguignon *et al.* (2007) considera as variáveis de não-responsabilidade como determinantes exógenos da renda, pois eles não podem ser influenciados por atitudes e escolhas individuais, e as variáveis de responsabilidade como fatores endógenos de livre escolha do indivíduo. Tais variáveis exógenas, seguindo nomenclatura dada por John E. Roemer, são consideradas variáveis *circunstância*. Tornar as oportunidades como não dependentes das variáveis *circunstância* é o caminho para a redução da desigualdade injusta na obtenção de vantagens.

Segundo Roemer (2002) o conceito de justiça defendido em sociedades consideradas avançadas é o de equidade de oportunidades, isto é, políticas de igualdade de oportunidade devem nivelar as bases de desenvolvimento pessoal (*level-the-playing-field*), ofertando oportunidades de desenvolvimento iguais a todos. A partir daí os resultados alcançados pelos indivíduos refletirão genuinamente os esforços individuais:

[...] metáfora de ‘nivelar o terreno’: uma política pública que garanta oportunidades iguais deve criar um terreno nivelado para o desenvolvimento, a partir do qual cada indivíduo se encontra por conta própria - os resultados que se sucederem refletirão o esforço individual, e diferenças em resultados serão eticamente aceitáveis se o terreno de desenvolvimento foi inicialmente nivelado, e se elas forem somente função de diferenças nos níveis de empenho.<sup>1</sup> (ROEMER, 2002, p. 455, tradução do autor).

Nesse mesmo estudo, o John E. Roemer argumenta que a primeira análise do problema de desigualdade de oportunidades feita pelo campo da Teoria da Escolha Social é muito abstrata e não induziu nenhum estudo empírico sobre como políticas públicas para

<sup>1</sup>[...] ‘*level-the-playing-field*’ metaphor: equal opportunity policy must create a level playing field, after which each individual is on his own – what outcomes finally occur will reflect individual effort, and outcome differentials are ethically acceptable, if the playing field was initially level, and if they are due to differential effort no original de Roemer (2002, p. 455).

equalização de oportunidades deveriam ser construídas. A visão atual do conceito de desigualdade de oportunidades é bastante influenciada pelas considerações populares, deixadas de lado pelo enfoque antigo, principalmente no que diz respeito ao peso da responsabilidade de atitudes individuais. Oportunidades não devem ser função das circunstâncias sobre as quais os indivíduos não têm controle ou autonomia, e o resultado individual, assim, deveria depender somente das escolhas sobre as quais se têm responsabilidade.

Para Dworkin (1981), o conceito eticamente aceitável de igualdade seria aquele que equalizasse os recursos (indivíduos sujeitos a circunstâncias desfavoráveis, atribuídas à má sorte, devem ser compensados através de direcionamento de recursos de modo que atinjam o nível de bem-estar daqueles em circunstâncias mais favoráveis), porém que permitisse diferenças provenientes do exercício de escolha advindo de preferências diferentes:

[...] (Dworkin) defendeu que a noção eticamente atrativa de equidade implica equalizar recursos entre os indivíduos, porém permitir diferenças nas condições finais em virtude do exercício de escolha decorrente de preferências diferentes.<sup>2</sup> (ROEMER, 2002, p. 456, tradução do autor).

Roemer (2002) questiona o processo de diferenciação entre recursos disponíveis ao indivíduo e escolhas, pois recursos, os quais não se tem responsabilidade sobre em alguns casos, influenciam as preferências dos indivíduos. Um exemplo seria o quanto a escolaridade dos pais (recurso) influencia o número de horas de estudo escolhido pelos filhos.

Deste modo, Roemer (2002) parte do pressuposto, baseado em Dworkin (1981), que os resultados individuais são função: das circunstâncias (*circumstances*); de esforços (*efforts*); e de *policy*, instrumento através do qual a sociedade influencia os resultados individuais. Assim, “política pública que garanta oportunidades iguais pretende nivelar o terreno de desenvolvimento<sup>3</sup>” (ROEMER, 2002, p. 456, tradução do autor), o que significa que a política pública (*policy*) servirá para garantir oportunidades iguais a todos, sendo o resultado de uma vida função dos esforços individuais apenas. Tomando-se, por exemplo, a renda como a variável resultado, diferenças de renda não são um problema sob o enfoque da teoria da igualdade de oportunidade, desde que as oportunidades sejam as mesmas para todos e que não sejam função das circunstâncias. Tal abordagem difere do conceito de igualdade de renda.

<sup>2</sup>[...] (Dworkin) argued that the ethically attractive notion of equality entailed equalizing resources across individuals, but allowing differences to emerge in final conditions due to the exercise of choice following from differential preferences [...] no original de Roemer (2002, p. 456).

<sup>3</sup>Equal-opportunity policy aims to level the playing field no original de Roemer (2002, p. 456).

Segundo Roemer (2002) “[...] teoria igualitária incorporou a ideia mais atraente no arsenal da Direita antigalitária, que as pessoas devem ser responsabilizadas por suas conquistas”.<sup>4</sup> (ROEMER, 2002, p. 470, tradução do autor).

Roemer (2002) argumenta ainda que o enfoque do conceito de igualdade de oportunidade é o correto para se tratar a questão de justiça, pois corresponde ao que o senso comum intuitivamente acredita: os resultados individuais devem ser função do esforço próprio, porém todos devem partir de um mesmo patamar. Assim, “[...] pessoas devem ser compensadas por certos tipos de má sorte, porém devem ser responsabilizadas pela maior parte das suas ações”.<sup>5</sup> (ROEMER, 2002, p. 470, tradução do autor).

Sen (2001) argumenta que “[...] uma teoria de justiça não deve ser transcendental, mas precisa servir como base para argumentação pública racional e domínio prático na remoção de injustiças” (ADAMCZYK, 2017, p. 13). Roemer (1998), ao propor sua teoria de igualdade de oportunidades, apresentou uma metodologia para quantificar o grau de igualdade de oportunidades em uma sociedade. Tal proposta de mensuração da desigualdade de resultados individuais tem caráter pragmático e depende “[...] (d)o papel da razão pública em debater quais circunstâncias são aceitáveis ou reprováveis em uma sociedade em particular.” (ADAMCZYK, 2017, p. 14). Portanto, a teoria da igualdade de oportunidade se baseia em conceitos de justiça presentes, mesmo que de forma inconsciente, no senso comum de certa sociedade, não propondo um conceito de justiça universal, mas sim levando em consideração “[...] as preferências por justiça que os participantes de uma sociedade carregam.” (ADAMCZYK, 2017, p. 14). Deste modo, existe liberdade para “[...] determinar quais são as fontes que tornam a realidade de cada sociedade em injusta, e sobre quais as políticas públicas podem atuar a fim de obter uma distribuição social *minimamente* aceita como justa. ” (ADAMCZYK, 2017, p. 14).

Roemer (2002) levanta outro ponto importante no desenvolvimento da teoria de igualdade de oportunidade e na execução de políticas públicas para “nivelamento do campo” (“*level the playing field*”): existe certo ceticismo sobre a efetividade da teoria servir para a criação e execução políticas públicas, dada a ação delicada e difícil de separar as variáveis *circunstância* das variáveis de esforço. É argumentado no estudo que mesmo se adotando uma abordagem mais conservadora em relação à delimitação das circunstâncias, isto é, mesmo se adotando um pequeno número de variáveis de não-responsabilidade, produz-se

---

<sup>4</sup>[...] *egalitarian theory has incorporated the most appealing idea in the arsenal of the anti-egalitarian Right, that people should be held responsible for their accomplishments* no original de Roemer (2002, p. 470).

<sup>5</sup>[...] *persons should be compensated for certain kinds of bad luck, but should be held responsible for much of what they do* no original de Roemer (2002, p. 470).

recomendações para intervenção pública consideradas fortemente compensatórias para os indivíduos em circunstâncias adversas.

A conclusão a que chega Roemer (1996) é que economistas conseguem tornar certos apontamentos vindos da Filosofia mais precisos, porém as ideias principais ainda partem dos filósofos. *Theories of Distributive Justice* (1996), como apontado por Petersen (1997), critica o conceito de escolha social de Kenneth Arrow, a teoria da barganha de John Nash, e o Utilitarismo, pois esses enfoques de justiça não levam em consideração o que John E. Roemer acredita ser o ponto importante para o conceito de justiça: a comparação interpessoal da utilidade.

Para Sen (1992), equidade diz respeito a liberdade e *capabilities* (o conceito de *capability* representa a interseção dos conceitos *capacity*, “capacidade” em português, e *ability*, “habilidade” em português). Ringen (1994) argumenta que o enfoque dado pelo conceito de *capabilities* de Sen torna possível operacionalizar equidade e liberdade. O enfoque de *capabilities* é baseado no conceito de *functionings* (“funcionamentos” em português): “funcionamentos são atitudes e características que definem como vivemos, como, por exemplo, consumo, autorrespeito ou participação na comunidade”.<sup>6</sup> (RINGEN, 1994, p. 1092, tradução do autor). Deste modo, *capabilities* de uma pessoa são as combinações de *functionings* as quais ela tem capacidade e habilidade de alcançar. Liberdade, então, é o protagonismo que o indivíduo possui na condução de sua vida para então alcançar *functionings* considerados de valor alto pela sociedade. Segundo Ringen (1994), no enfoque de justiça distributiva proposto por Amartya Sen em *Inequality Reexamined* (1992), diferentemente do enfoque de John Rawls, os conceitos de justiça e desigualdade são definidos não em termos de recursos (*resources*), nem em termos de bens alcançados (*goods achieved*), mas sim através de como os recursos se relacionam com as conquistas (*achievements*), isto é, através do protagonismo do indivíduo, o qual é definido como a liberdade para alcançar (*freedom to achieve*).

Deste modo, Amartya Sen em *Inequality Reexamined* (1992) faz a seguinte pergunta: “equidade de quê?”, argumentando que o desejo por equidade é algo que pertence ao senso comum e que venceu o teste do tempo, isto é, “[...] virtualmente todos os enfoques dados à ética dos arranjos sociais que sobreviveram o teste do tempo [...] querem equidade de alguma

---

<sup>6</sup>Functionings are "beings" and "doings" which define how we live, such as consumption, self-respect, or participation in the community no original de Ringen (1994, p. 1092).

coisa [...]”.<sup>7</sup> (SEN, 1992 apud RINGEN, 1994, p. 1092, tradução do autor). Assim, cabe definir que tipo de equidade se quer para a sociedade.

---

<sup>7</sup> [...] *virtually all the approaches to the ethics of social arrangements that have stood the test of time ... want equality of something ....*" no original de Sen (1992 apud RINGEN, 1994, p. 1092).

## 2. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

### 2.1. EUROPA

Almås (2008) e Almås *et al.* (2011) desenvolveram o chamado Índice de Gini de Injustiça (*Unfairness Gini Index*) e a chamada Curva de Lorenz de Injustiça (*Unfairness Lorenz Curve*). Tal abordagem condiciona a renda per capita aos dois grupos de determinantes propostos por Roemer (1998): ao invés de uma regra de justiça geral, insensível aos esforços individuais, usa-se um padrão de justiça calculado para cada indivíduo. O modelo clássico da Curva de Lorenz é a representação gráfica da distribuição da riqueza de certa sociedade entre seus habitantes, na qual a proporção acumulada da população de certa sociedade aparece no eixo das abscissas e a proporção acumulada da renda de tal sociedade é apresentada no eixo das ordenadas. A linha de 45 graus do gráfico representa os pontos onde há perfeita igualdade na distribuição de renda. A linha curva é a Curva de Lorenz, e a distância entre tal curva e a curva de 45 graus representa o volume de desigualdade na distribuição de riquezas em tal sociedade. Tal área entre curvas é o conhecido Índice de Gini.

O gráfico da Curva de Lorenz de Injustiça apresenta no eixo das abscissas a proporção acumulada da população de certa sociedade, e no eixo das ordenadas, ao invés da proporção acumulada de riqueza de tal sociedade, apresenta a acumulação da diferença entre a renda média e renda efetiva de tal sociedade. Assim, a diferença entre a reta de perfeita distribuição de renda e a Curva de Lorenz de Injustiça representa o Índice de Gini de Injustiça.

Almås *et al.* (2011) avaliam a distribuição de renda para a Noruega no período de 1986 a 2005. Analisando a distribuição de renda antes e depois da taxaço sobre a renda, o estudo argumenta que ambas as distribuiçoes de renda se tornaram mais injustas, isto é, o Índice de Gini de Injustiça aumentou ao longo da série observada. Os principais motivos para tal resultado são o aumento da parte da renda do percentil mais alto da sociedade norueguesa à época, a mudança na participação das mulheres no mercado de trabalho e o aumento do nível de escolaridade das mulheres. A concentraço de renda no topo da distribuiço contribui para aumento da injustiça e da desigualdade (Índice de Gini padrão). Já o aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho e o aumento do seu nível de escolaridade contribuíram para reduço na desigualdade, porém reduziram marginalmente a injustiça. Também se argumenta que o crescimento da injustiça pós-taxaço de renda é maior que o crescimento da injustiça pré-taxaço. Assim, os autores declaram que o sistema tributário da

Noruega contribuiu menos para eliminar injustiça em 2005 do que em 1986. Quando se analisa injustiça (*unfairness*) leva-se em consideração o Índice de Gini de Injustiça; ao se analisar desigualdade (*inequality*) a abordagem é feita apenas a partir do Índice de Gini padrão.

Devooght (2008) apresenta o conceito de ética igualitária sensível a responsabilidade (*responsibility-sensitive egalitarian ethics*): desigualdade injusta é aquela decorrente de fatores sobre os quais os indivíduos não têm responsabilidade; desigualdade justa é aquela que é função das responsabilidades individuais. Variáveis de não-responsabilidade são chamadas de *compensation variables*, sendo as de responsabilidade chamadas de *responsability variables*. O estudo cita o exemplo da variação do salário-hora entre indivíduos: o nível de salário-hora é maior quanto maior for o nível de educação do indivíduo (sendo escolaridade considerada variável de não-responsabilidade). Assim, *ceteris paribus*, indivíduos que trabalham muito (*hard-working*), porém que têm nível de escolaridade baixo apresentam salário-hora menor do que aqueles que empregam o mesmo nível de esforço no trabalho, porém que têm nível de escolaridade maior.

Devooght (2008) propõe que a divisão entre variáveis de responsabilidade e de não-responsabilidade deve se basear em consenso societal. Ao estudar o caso da Bélgica, o estudo estima o peso de diversas variáveis de responsabilidade e de não responsabilidade na determinação da renda per capita pré taxação de renda: a partir de um modelo *probit* de estimação, gênero e nacionalidade são as variáveis significativas que mais impactam negativamente a renda per capita na Bélgica em 2006, sendo o maior impacto positivo aquele dado por estado civil e nível de educação.

Devooght (2008) argumenta que caso se leve em consideração diferenças de necessidades (*needs*) a partir do escopo do conceito de *responsibility-sensitive egalitarianism*, as rendas de referência devem ser ajustadas. Por exemplo, no caso do indivíduo receber uma renda normal (“renda normal” se refere a uma renda justa: a variação do resultado individual é função somente dos esforços próprios, dado que as oportunidades estão niveladas e não são função de circunstâncias), porém somente ter padrão de vida considerado normal pela comunidade na qual vive ao custo de tratamento médico caro, caso a sociedade queira compensar os custos de tratamento e levar tais problemas de saúde em consideração para medir a desigualdade na distribuição de renda, as rendas de referência devem ser ajustadas aos casos particulares.

Checchi *et al.* (2010) analisam desigualdade de renda e desigualdade de oportunidade em 25 países europeus e propõem uma tentativa de correlacionar a dimensão de desigualdade

de oportunidade a aspectos institucionais dos 25 países. Os autores argumentam que, a partir do estudo de Bourguignon *et al.* (2007) e *World Bank* (2006), a análise da desigualdade de oportunidade é importante, pois essa pode estar fortemente ligada à performance macroeconômica agregada, isto é, a existência de desigualdades persistentes em oportunidades no início da vida dos indivíduos pode gerar armadilhas de desigualdade (*inequality traps*), as quais são graves restrições ao crescimento econômico, isto se dando através da privação da participação plena de certos grupos de indivíduos na vida econômica e social (CHECCHI *et al.*, 2010). Assim, países diferentes podem apresentar o mesmo nível de desigualdade de renda (*overall income inequality*) e mesmo assim necessitarem de políticas públicas compensatórias particulares devido à desigualdade de oportunidades.

Checchi *et al.* (2010) propõem uma metodologia para a mensuração do grau de desigualdade de oportunidade e decompõem a desigualdade de renda total em dois fatores: desigualdades injustas (*unfair inequalities*), provenientes de circunstâncias exógenas iniciais de vida, e desigualdades justas (*fair inequalities*), funções do esforço individual realizado. O estudo declara que a literatura à época de sua publicação ainda era infante e apresenta dois enfoques para medir desigualdade de oportunidade: o enfoque *ex-ante* e o enfoque *ex-post*. A primeira abordagem argumenta que existe igualdade de oportunidade se o conjunto de oportunidades for o mesmo para todos os indivíduos, indiferentemente das suas circunstâncias. Divide-se a população em grupos de indivíduos que possuam as mesmas circunstâncias. Deste modo, para se medir desigualdade de oportunidade, avalia-se no nível de desigualdade entre os grupos. Já o enfoque *ex-post* considera que há igualdade de oportunidade se e somente se todos os indivíduos que apresentam o mesmo nível de esforço apresentam o mesmo resultado (no caso do estudo a variável resultado é renda per capita). Assim, pelo enfoque *ex-post*, desigualdade de oportunidade é medida como desigualdade dentro de grupos de responsabilidade nos quais os indivíduos apresentam o mesmo nível de esforço. O estudo conclui que desigualdade de oportunidade *ex-ante* apresenta correlação positiva com os gastos públicos em educação; já desigualdade de oportunidade *ex-post* é positivamente correlacionada com a existência de sindicatos e redistribuição fiscal.

Checchi *et al.* (2010) também apontam as diferenças entre os métodos de decomposição paramétrico e não-paramétrico para a estimação de desigualdade de oportunidade. Modelos não-paramétricos evitam a escolha arbitrária de certa forma funcional para a relação entre variável resultado, variáveis *circunstância* e variáveis de esforço. Já modelos paramétricos permitem o estudo de efeitos parciais das variáveis *circunstância* sobre

a variável resultado, *ceteris paribus*: isto é, modelos paramétricos tornam mais fácil construir e estudar contrafactuais (CHECCHI *et al.*, 2010).

Ao fazer a estimação dos níveis de desigualdade de renda e de oportunidade nos 25 países europeus, Checchi *et al.* (2010) argumentam que: Polónia, Lituânia, Letónia e Estónia, economias planificadas no passado, juntos ao *outlier* Portugal, apresentaram níveis de desigualdade total (desigualdade de renda) altos e níveis de desigualdade de oportunidade intermediários; a maioria dos países europeus continentais apresentam níveis altos de desigualdade de oportunidade mesmo com seus níveis de desigualdade total sendo considerados moderados; os países considerados pelo senso comum como igualitários (países nórdicos, Eslovênia e a Eslováquia) apresentaram os níveis mais baixos tanto para desigualdade total como para desigualdade de oportunidade.

## 2.2. AMÉRICA LATINA

O objetivo principal do estudo de Barros *et al.* (2009) é direcionar o foco do debate sobre desenvolvimento para o conceito de equidade. Argumenta-se que na década anterior à publicação do estudo, rápido crescimento econômico (*faster growth*) e políticas públicas mais eficazes (*smarter social policy*) foram importantes para a mudança da tendência da pobreza na América Latina. Essa mudança, mesmo considerada vagarosa e insuficiente, corroborou para que o número de latino-americanos abaixo da linha da pobreza diminuísse e para que o foco do debate político se voltasse da questão da pobreza para o problema de desigualdade. A polarização do debate sobre desigualdade dificultou o desenvolvimento de políticas públicas: o Estado deve redistribuir riqueza ou garantir o direito à propriedade privada? (BARROS *et al.*, 2009, tradução do autor). O estudo argumenta que o debate acerca desigualdade não era o correto:

Muito mais importante que desigualdade de resultados entre adultos é desigualdade de oportunidade entre as crianças. O debate não deveria ser sobre igualdade (recompensas iguais a todos), porém sobre equidade (chances iguais a todos), porque a ideia de prover oportunidades iguais cedo na vida, qualquer que seja o contexto socioeconômico do indivíduo, é adotado pelo espectro político – como uma questão de justiça para a esquerda e como uma questão de empenho para a direita.  
<sup>8</sup>(BARROS *et al.*, 2009, p. 17, tradução do autor).

---

<sup>8</sup>*Much more important than inequality of outcomes among adults is inequality of opportunity among children. The debate should not be about equality (equal rewards for all) but about equity (equal chances for all), because the idea of giving people equal opportunity early in life, whatever their socioeconomic background, is embraced across the political spectrum—as a matter of fairness for the left and as a matter of personal effort for the right* no original de Barros *et al.* (2009, p. 17)

O estudo declara que, à época de sua publicação, não existiam ferramentas para a mensuração do nível de equidade, sendo muito complicada a tarefa de desenvolver e implementar políticas públicas eficientes. Deste modo, o estudo de Barros *et al.* (2009), ao propor uma abordagem normativa ao conceito de justiça social equitativa, foi de extrema importância para a mensuração do nível de oportunidades (*human opportunities*) existente em certa sociedade. A metodologia do estudo propõe responder a seguinte pergunta: “quanta influência as circunstâncias pessoais têm sobre o acesso que as crianças recebem a serviços básicos que são necessários a uma vida produtiva?”<sup>9</sup> (BARROS *et al.*, 2009, p. 18, tradução do autor). Constrói-se então o Índice de Oportunidade Humana (*Human Opportunity Index*) para os 19 maiores países latino-americanos.

Os resultados do estudo argumentam que entre 25% (Colômbia) e 50% (Guatemala) da desigualdade na distribuição de renda entre adultos latino-americanos é proveniente de circunstâncias impostas aos indivíduos no início de suas vidas. Etnia, gênero e local de nascimento foram circunstâncias relevantes para o nível de desigualdade na América Latina à época do estudo, porém as variáveis de não responsabilidade que mais afetaram a distribuição de renda foram o nível de educação da mãe e renda do pai.

Barros *et al.* (2009) declaram que não existe correlação entre desigualdade de resultados (*outcome*) entre adultos e desigualdade de oportunidade entre crianças na América Latina em uma análise *cross-section*. Isto corrobora para o argumento de existência de armadilha de desigualdade (*inequality trap*): a probabilidade de crianças não conseguirem superar o nível de desigualdade de seus pais é alta. O estudo aborda o conceito de transições intergeracionais (*intergenerational transitions*): existe alta desigualdade entre adultos, porém existem dificuldades ainda maiores para crianças superarem e assim quebrarem a armadilha de desigualdade e de pobreza (*poverty trap*). O Índice de Oportunidade Humana, desenvolvido no trabalho, proporciona uma avaliação *ex-ante* da possibilidade de crianças prosperarem na vida e também dos obstáculos a serem superados, diferentemente do Índice de Desenvolvimento Humano (*Human Development Index*), o qual consiste em uma medição *ex-post* dos resultados individuais de adultos.

É argumentado no estudo que ações públicas afirmativas focadas em estágios primários da vida dos indivíduos são prioridades para a equalização de oportunidades. Assim como educação sexual e orientação educacional durante a adolescência, e instituições legais como certificado de nascimento, título eleitoral e a proteção da propriedade privada. O acesso

---

<sup>9</sup> *how much influence do personal circumstances have on the access that children get to the basic services that are necessary for a productive life?* No original de Barros *et al.* (2009, p. 18).

à informação e leis de não discriminação e de defesa da concorrência são importantes para “nivelar o campo” das oportunidades. O uso de subsídios por aqueles que não têm uma necessidade explícita, como universidade gratuita para os indivíduos em situação socioeconômica não vulnerável, é fator que corrobora para que o nível de desigualdade de oportunidade em uma sociedade perdure (BARROS *et al.*, 2009).

Barros *et al.* (2009) propõem duas técnicas para a análise da desigualdade de oportunidade da América Latina e do Caribe: o Índice de Oportunidade Humana mensura diferenças de oportunidade entre crianças; a segunda técnica é construída a partir de medidas de desigualdade de renda, desigualdade de consumo e desigualdade de resultado educacional (*inequality in education achievement*), e estima a participação das circunstâncias impostas aos indivíduos na desigualdade de renda.

O Índice de Oportunidade Humana é uma medida da desigualdade de oferta de serviços básicos, como educação primária, água potável e tratamento de esgoto, para crianças. Tal índice é inspirado no conceito universalista da função de bem-estar social desenvolvida por Sen (1976), a qual propõe que uma sociedade que tenha o intuito de ofertar equitativamente oportunidades básicas deve assegurar o acesso a tais bens e serviços ao maior número de crianças possível, e se deve distribuir um volume maior de tais oportunidades básicas aos grupos em desvantagem. O índice agrega a taxa de serviços básicos (oportunidades) ofertados à população analisada, e o quão equitativa é a distribuição de tais oportunidades – um aumento na taxa de cobertura de serviços básicos melhorará o índice, e caso o crescimento de cobertura seja direcionada a grupos em desvantagem, então o índice apresentará uma melhora mais que proporcional em vista da redução da desigualdade de oportunidade. Foca-se nas crianças, pois acesso (a bens e serviços básicos) define oportunidade (BARROS *et al.*, 2009). E porque, diferentemente dos adultos, as crianças não possuem autonomia para acessar tais bens e serviços básicos.

O Índice de Oportunidade Humana ( $O$ ) mede o nível absoluto de oferta de bens e serviços básicos em uma sociedade e o quão equitativa é a distribuição de tais oportunidades. A metodologia para cálculo da desigualdade de oportunidade é uma versão do índice de disparidade (índice  $D$ ) (*dissimilarity index; D-index*): tal índice varia de 0 a 1 (o valor zero representando perfeita igualdade de oportunidade) e mede a disparidade (diferença absoluta) entre as taxas de acesso a certo serviço básico de diferentes grupos discriminados por características de circunstância ( $p_i$ ) e a taxa média de acesso para o mesmo serviço da população ( $\bar{p}$ ).

Caso o princípio de igualdade de oportunidade exista, então haverá compatibilidade exata entre a distribuição da população e as distribuições dos grupos de circunstâncias: o índice é uma média ponderada das diferenças absolutas entre as taxas de acesso dos grupos de circunstâncias e a taxa média total de acesso às oportunidades. Deste modo, o índice evidencia a fração de todas as oportunidades ofertadas que devem ser redirecionadas de grupos com maior nível de acesso a bens e serviços básicos para aqueles em situação pior de oportunidade, chegando-se assim, à equanimidade de oportunidades entre as crianças. Ao aplicar o índice condicionado a diferentes variáveis de circunstância, tem-se que as médias no período entre 1995 e 2005 para a América Latina e o Caribe são: 11% para conclusão da sexta série do ensino fundamental sem reprovação; 3% para frequência escolar dos dez aos 14 anos; 12% para acesso à água potável; 26% para saneamento básico; e 10% para acesso à eletricidade.

Uma situação onde não haja oferta de oportunidades resulta em  $O = 0$ ; uma situação que consista em oferta parcial de oportunidades e distribuição condicional à circunstância resulta em  $O = 0,25$ ; a situação em que exista oferta parcial de oportunidades, porém distribuição das mesmas independente de circunstâncias gera  $O = 0,5$ ; o caso em que a oferta de bens e serviços básicos é total e a distribuição dessas oportunidades é independente das circunstâncias individuais resulta em  $O = 1$ . Um aumento do acesso total às oportunidades ( $\bar{p}$ ) melhora o Índice de Oportunidade Humana, não importando a distribuição. Porém uma maior alocação de bens e serviços básicos direcionada aos grupos em maior vulnerabilidade (grupos abaixo da média de acesso a oportunidades de tal sociedade) melhora mais que proporcionalmente o índice  $O$  por o mesmo incorporar o índice  $D$  e este ser sensível aos efeitos distributivos. Assim, um índice  $D$  menor, ou seja, uma menor disparidade na distribuição de oportunidade entre os grupos de circunstâncias [menor necessidade de realocação de recursos de grupos em situação mais favorável para grupos em situação menos favorável, isto é, maior igualdade de oportunidade] melhora o índice  $O$ . O *Human Opportunity Index* é Pareto-consistente, pois o mesmo melhora caso o acesso total médio a oportunidades aumente, independente de como tal acesso é distribuído (a melhora de certo grupo, em virtude do aumento da oferta total de oportunidades, não piora a situação dos outros). Porém ser Pareto-consistente não é necessariamente uma característica socialmente justa.

A segunda técnica para mensuração da desigualdade de oportunidade busca estimar a participação da desigualdade de oportunidade na desigualdade de resultados individuais (*outcomes*), neste caso renda (*income*), ganhos (*earnings*), saúde (*health status*), resultados

educacionais (*educational achievement*), e progresso profissional (*occupational advancement*). Assim, decompõe-se a distribuição de resultados individuais em fatores de não responsabilidade (circunstâncias) e fatores de responsabilidade (esforços – os quais juntos às escolhas individuais, sorte e talento são agrupados em um componente residual). Tal estimação faz uso de seis variáveis circunstâncias exógenas ao indivíduo: gênero, etnia, local de nascimento, nível educacional do pai, nível educacional da mãe, e a principal ocupação do pai. A amostra de cada país analisado foi dividida em grupos nos quais os indivíduos apresentam a mesma combinação das seis características circunstâncias: a diferença nos resultados entre os grupos é dada pela desigualdade de oportunidade; as diferenças dentro dos grupos são provenientes de diferentes níveis de esforço individual e sorte.

Ao se estimar o peso da desigualdade de oportunidade de acesso a bens e serviços básicos na desigualdade total de resultados individuais econômicos (*inequality of economic opportunity*), fez-se uso das variáveis *rendimento do trabalho*, *renda familiar* e *consumo familiar* como variáveis resultado: a estimação do limite inferior atestou que de 20% a 33% da desigualdade de renda per capita de sete países latino-americanos é explicada pela desigualdade de oportunidade, sendo o Brasil o país com a maior estimativa (34%) e a Colômbia com a menor (20%). Ao criar grupos de características circunstanciais, o estudo identifica aqueles em maior desvantagem de oportunidades: o conjunto que agrega os 10% mais pobres da população brasileira é formado pelo grupo que têm a circunstância etnia negra e/ou etnia mestiça (*mixed race*), pelo grupo de indivíduos nascidos nas regiões norte e nordeste, e pelo grupo de indivíduos com pais que trabalhavam na atividade agrícola e de baixo nível de escolaridade. Em todos os países estudados, os decis mais pobres da distribuição de renda apresentavam a circunstância *baixo nível educacional da mãe*.

O estudo também estima a participação da desigualdade de distribuição de bens e serviços básicos na distribuição de resultados educacionais individuais em cinco países latino-americanos e em nove países norte-americanos e europeus. Ao fazer uso da mesma metodologia proposta para a análise dos resultados individuais econômicos e utilizar dados do PISA (*Program for International Student Assessment*) para a variável resultado, decompõe-se a distribuição de resultados educacionais em um conjunto de circunstâncias (*gênero, nível educacional da mãe, nível educacional do pai, ocupação do pai, localização da escola*) e em outro grupo de variáveis que engloba esforços individuais, talento e sorte. A estimação conservadora para países da América Latina da participação da desigualdade de oportunidade na desigualdade de resultados de leitura ficou entre 14% e 28%, e entre 15% e 29% em relação aos resultados das habilidades matemáticas. Nos países da OCDE (Organização para

Cooperação e Desenvolvimento Econômico) a desigualdade de oportunidade representa 15% da distribuição dos resultados educacionais, enquanto que no país latino-americano mediano tal participação é de 20%. Ao discriminar a amostra em grupos de circunstâncias que influem sobre o nível de resultados educacionais, destaca-se que em todos os países do estudo os grupos em maior desvantagem tendem a englobar os filhos de agricultores e de pais com pouco ou nenhum nível de escolaridade. Tanto na análise econômica como na educacional, nota-se a influência de características familiares sobre os resultados individuais, o que atesta o problema da transmissão intergeracional de pobreza: nível educacional mais baixo dos pais influencia diretamente o acesso das crianças a oportunidades e é responsável por uma parte considerável da distribuição de renda.

Ferreira e Gignoux (2011) argumentam que desigualdade econômica, a qual é normalmente medida através das variáveis resultado renda e/ou nível de consumo, não é totalmente boa nem ruim. É consenso que variações de renda provenientes de diferentes níveis de esforço são menos inaceitáveis (*objectionable*) do que aquelas provenientes de variáveis sobre as quais os indivíduos não possuem responsabilidade acerca. O trabalho declara que a preocupação com a distinção dos determinantes da desigualdade de renda, entre aqueles que levam em consideração a responsabilidade do indivíduo e os que são considerados circunstâncias predeterminadas, tornou-se central no debate sobre justiça social nos ramos da filosofia política, escolha social e no estudo econômico da desigualdade de renda.

Ferreira e Gignoux (2011) argumentam que diferenças nos resultados individuais que são provenientes de escolhas podem ser eticamente aceitáveis e que variáveis que promovem desigualdades inaceitáveis se encontram *a priori* na vida dos indivíduos. Exemplos são recursos, *capabilities*, oportunidades, isto é, variáveis sobre as quais o indivíduo não tem o poder de escolha e, assim, não pode ser considerado responsável.

O estudo se baseia na teoria de igualdade de oportunidade de Roemer (1998) e argumenta que o interesse da teoria econômica acerca do debate sobre desigualdade de oportunidade e desigualdade de renda se dá pelo motivo de que há uma visão normativa que o conceito de desigualdade de oportunidade e, não de renda, que deve ser a base para políticas públicas. Cohen (1989), citado por Ferreira e Gignoux (2011, p. 623), argumenta que “Desigualdade de oportunidade é, nessa visão, a moeda adequada da justiça igualitária”<sup>10</sup>. O

---

<sup>10</sup> *Inequality of opportunity is, in this view, the appropriate “currency of egalitarian justice”* do original de Ferreira e Gignoux (2011, p. 623).

papel do economista, então, é propor métodos empíricos para a análise do conceito de desigualdade de oportunidades (FERREIRA E GIGNOUX, 2011).

Outro motivo para o interesse dos economistas acerca do conceito de desigualdade de oportunidade apontado pelo estudo é o fato que se desigualdade de oportunidade afeta concepções populares em relação ao conceito de desigualdade de resultado, então também afeta perspectivas sobre justiça social e concepções de redistribuição. Assim, tais perspectivas podem afetar o grau de redistribuição padrão na sociedade e conseqüentemente o nível de outras variáveis (macro)econômicas, como investimento e PIB. A potencialidade da desigualdade de oportunidade ser um conceito mais relevante que a desigualdade de renda para se entender desempenho econômico agregado se dá pelo fato de sociedades mais desiguais (em relação a oportunidades) apresentam desempenho econômico pior em comparação com sociedades que tenham uma base de condições para desenvolvimento humano mais nivelada.

Ferreira e Gignoux (2011) fazem uso de dois tipos de enfoques propostos para a análise da desigualdade de oportunidade: o primeiro, desenvolvido em Bourguignon *et al.* (2007), o qual estima um modelo paramétrico da variável resultado em função de circunstâncias e esforços, e então simula distribuições contrafactuais onde o efeito das variáveis circunstância é retirado. O segundo método para analisar a desigualdade de oportunidade é o modelo não-paramétrico de Checchi *et al.* (2010): propõe-se a definição de grupos baseados nas características *circumstance* de Roemer (1998), assim o componente de desigualdade entre os grupos é interpretado como uma medida *ex-ante* da desigualdade de oportunidade. Por outro lado, se os grupos são definidos a partir dos níveis de esforço empregados pelos indivíduos, então a desigualdade entre os grupos se refere a uma medida *ex-post* de desigualdade de oportunidade.

O estudo argumenta ser necessário interpretar os resultados da estimação dos pesos das variáveis *circunstância* na distribuição de renda como limite inferior da verdadeira medida de desigualdade de oportunidade, a qual engloba a participação de todas as variáveis circunstância existentes (observadas e não observadas no modelo inicial) na distribuição de renda. Caso as variáveis circunstância não-observadas fossem levadas em consideração (isto é, constassem no modelo de estimação), haveria uma divisão mais precisa da sociedade e isso geraria um maior nível da desigualdade de oportunidade.

Ferreira e Gignoux (2011) definem duas versões para o índice desenvolvido: uma medida de valor absoluto para o nível de desigualdade de oportunidade, e uma medida do valor relativo da desigualdade de oportunidade, isto é, a participação da desigualdade de

oportunidade em relação à desigualdade de renda total. Tais índices são aplicados a dados do Brasil, Colômbia, Equador, Guatemala, Panamá e Peru. Por último, o estudo propõe perfis de oportunidade e de privação de oportunidade para os seis países latino-americanos. Argumenta-se que essa separação em grupos é de importância para uma melhor implementação de políticas públicas que visem igualdade de oportunidade e para o estudo do desenvolvimento econômico à base da teoria de John E. Roemer. É destacado que a variável *Etnia* tem peso relevante na distribuição de oportunidade no Brasil, o sendo menos importante para a Colômbia. Também, o índice de desigualdade relativo representa 25% do total de desigualdade de consumo de famílias na Colômbia e 51% na Guatemala.

Ao usar a renda domiciliar per capita (*household per capita income*) como variável resultado, Ferreira e Gignoux (2011) declaram que o Índice de Desigualdade de Oportunidade Absoluto (IOL) variou de 0,13 na Colômbia para 0,22 no Brasil. Já o Índice de Desigualdade de Oportunidade Relativo (IOR) variou de 0,23 na Colômbia para 0,34 na Guatemala. Tomando o consumo como variável resultado, IOL (IOR) variou de 0,11 (0,25) na Colômbia para 0,21 (0,51) na Guatemala. Ao definir perfis de oportunidade e de privação de oportunidade para os seis países latino-americanos, o estudo argumenta que o conjunto composto por todos os perfis de privação de oportunidade consistia inteiramente de minorias étnicas e raciais em três dos seis países pesquisados. Tais países eram consideravelmente homogêneos em relação às variáveis *Educação Da Mãe*, *Ocupação Do Pai* e *Região De Nascimento*, sugerindo-se a implementação de políticas públicas de equalização da desigualdade de oportunidade focadas nos grupos acima mencionados e nas variáveis citadas.

A mensuração dos índices de desigualdade de oportunidade absoluto e relativo se dá através da seguinte metodologia: considera-se uma população finita de agentes discretos  $i \in \{1, \dots, N\}$ . Cada indivíduo  $i$  possui um conjunto de atributos  $\{y_i, C_i, e_i\}$ , onde  $y$  representa a variável resultado (neste caso renda domiciliar per capita ou consumo domiciliar per capita);  $C$  é o vetor de características circunstanciais as quais são tratadas como discretas; e  $e$  é um escalar e representa o nível de esforço. Porém, para facilitar a dedução dos índices, o estudo trata esforço como variável contínua e considera o vetor  $C_i$  como composto por  $J$  elementos correspondentes a cada circunstância  $j$  do indivíduo  $i$  ( $C_i^j$ ).  $C_i^j$  tem um número finito de valores  $[(x_j), \forall i]$ .

Dividi-se a população em subgrupos homogêneos às circunstâncias:  $\Pi \in \{T_1, T_2, \dots, T_K\}$ . A distribuição conjunta de resultados individuais e circunstâncias da população é dada por  $\{y, C\}$ .

Roemer (1998) argumenta que uma política pública de oportunidades iguais existe caso os níveis de resultados individuais sejam os mesmos entre todos os subgrupos de circunstâncias, em todos os quantis da distribuição de esforços. Ou seja, Ferreira e Gignoux (2011), ao citarem Roemer (1998, p. 12), declaram: “nivelar o campo de desenvolvimento significa garantir que aqueles que empregam graus de esforço terminem com resultados iguais, independentemente das suas circunstâncias”<sup>11</sup>.

O nível de resultado individual deve ser igual ao nível de esforço individual dentro de cada subgrupo de circunstâncias em virtude de que o nível de resultado individual ser monotonicamente determinado pelo nível de esforço individual.

A estimação dos índices absoluto e relativo se dá como segue: sendo  $\{y, C\}$  a distribuição conjunta das variáveis de resultado individual e das variáveis de circunstância e  $\Pi$  a partição da população em subgrupos de circunstâncias, os índices são calculados a partir do método padrão não-paramétrico. Quanto mais subgrupos são adicionados à partição  $\Pi$  da população, menor é o número de observações amostrais por subgrupo, o que pode causar problema de precisão na estimação dos resultados individuais médios por subgrupo. Sendo esse o caso, adota-se a estimação paramétrica, a qual calcula estimações eficientes ao custo da quebra de algumas premissas (Ferreira e Gignoux, 2011, p. 633).

Bourguignon *et al.* (2007) propõem  $y = f(C, E, u)$ . Tal equação é consistente com a visão de John E. Roemer de que os resultados individuais são função das circunstâncias impostas aos indivíduos e do nível de esforço empregado, sendo sorte e outras variáveis não observadas abarcadas pelo termo  $u$ . Em virtude das circunstâncias serem consideradas economicamente exógenas (não são função das decisões individuais) e dado que esforços são influenciados pelas circunstâncias, tem-se a seguinte equação:  $y = f[C, E(C, v), u]$ , a qual pode ser reduzida a  $y = \phi(C, \varepsilon)$ .

Sendo  $\ln y = C\psi + \varepsilon$  a versão log-linear da equação de resultados individuais, a mesma pode ser estimada pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários.  $\psi$  engloba tanto o efeito direto das circunstâncias sobre os resultados individuais, como o efeito indireto das circunstâncias através dos esforços.

---

<sup>11</sup>leveling the playing field means guaranteeing that those who apply equal degrees of effort end up with equal achievement, regardless of their circumstances[...] no original de Roemer (1998, p. 12).

### 2.3. BRASIL

Bourguignon *et al.* (2007) têm como objetivo medir a participação das oportunidades desiguais (*unequal opportunities*), as quais são função de circunstâncias, na desigualdade de resultados (*earnings inequality*) do Brasil em 1996. A partir da diferenciação entre variáveis *circumstance* e variáveis *effort* proposta pela teoria de igualdade de oportunidade de John E. Roemer se escolhe cinco variáveis sobre as quais os indivíduos não têm responsabilidade: *Educação Do Pai; Educação Da Mãe; Ocupação Do Pai; Etnia; Região De Nascimento*. Assim, o estudo propõe estimações para o peso das circunstâncias (*opportunity-forming circumstances*) citadas acima sobre o nível de desigualdade de renda das horas trabalhadas de homens que vivem em áreas urbanas no Brasil no ano de 1996. Também é proposta a decomposição do efeito das oportunidades explicadas pelas variáveis *circumstance* entre aquelas que têm efeito direto sobre a distribuição de resultados, e as de efeito indireto (que se manifestam através das variáveis de responsabilidade individual *effort*). Bourguignon *et al.* (2007) concluem que as circunstâncias representam entre 10% e 37% do Índice de Theil<sup>12</sup> dependendo do grupo de idade (*cohort*). A média simples da participação das circunstâncias na desigualdade de renda entre os grupos de idade é de 23%. Reconhece-se a possibilidade de coeficientes de estimação viesados em decorrência do problema de endogeneidade.

As variáveis *circunstância* impactam diretamente 60% a distribuição de renda, sendo os 40% restantes provenientes do impacto indireto das variáveis *circunstância* através das variáveis de esforço. As variáveis de educação dos pais são as circunstâncias que mais afetam a variável resultado, sendo *Ocupação Do Pai* e *Etnia* importantes também, diferentemente dos estudos de Betts e Roemer (1999) e de Page e Roemer (2001), nos quais, ao estudarem os Estados Unidos da América, etnia se mostrou o fator de maior importância (BOURGUIGNON *et al.*, 2007). Observa-se também que a desigualdade de oportunidade proveniente das circunstâncias observadas presentes no modelo é menor para grupos de menor idade.

Bourguignon *et al.* (2007) ao fazerem a discriminação das variáveis de influência sobre a variável resultado, observam que circunstâncias são variáveis exógenas e esforços variáveis endógenas. Tal separação é feita, pois esforços são influenciados pelas

---

<sup>12</sup>Medida estatística para distribuição de renda dada pelo logaritmo neperiano da divisão entre as médias aritmética e geométrica da renda familiar per capita média: caso a razão entre as médias for igual a um, o índice será zero, indicando perfeita distribuição; quanto maior for a razão entre as médias, maior será o valor para o índice, e pior será a distribuição de renda (WIKIPEDIA, 2017. Disponível em: [https://en.wikipedia.org/wiki/Theil\\_index](https://en.wikipedia.org/wiki/Theil_index). Acesso em: 03 mar. 2017.).

circunstâncias sobre as quais o indivíduo não tem jurisdição. O estudo faz uso de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1996 (PNAD 1996) e da Contagem da População de 1996, apresentando a última dados sobre o grau de escolaridade dos pais e sobre ocupação do pai. Divide-se então a amostra em sete grupos de idade. Conclui-se que o efeito do histórico familiar em relação a oportunidades não é restrito à escolaridade infantil, local de moradia e possibilidade de acesso ao setor de trabalho formalizado: existe um impacto adicional indireto que ocorre através do mercado de trabalho, dado que os salários são função dos esforços observados na equação estimada. Dada a média entre os grupos de circunstâncias, o efeito direto das variáveis de não-responsabilidade é dominante sobre o efeito indireto (através das variáveis de esforço) para explicar a desigualdade de renda. As variáveis de histórico familiar são as circunstâncias que mais determinam as oportunidades de um indivíduo, sendo que de 65% a 70% do efeito total das circunstâncias observadas é devido às variáveis *Educação Do Pai* e *Educação Da Mãe*, crescendo o efeito para 80% quando se inclui *Ocupação Do Pai*.

Conceição e Ferreira (2000) argumentam que analisar desigualdade envolve a ação de agrupar indivíduos. Isso é necessário já que os dados coletados referentes às variáveis de interesse normalmente sofrem algum tipo de agregação, principalmente se os dados necessários à análise tenham certa frequência de coleta amostral. Figueiredo *et al.* (2013) propõem a mensuração de índices de desigualdade de oportunidade para os municípios brasileiros a partir de dados do Censo Demográfico de 2010 utilizando-se da metodologia proposta por Almås (2008) e Almås *et al.* (2011) e do conceito de *responsability-sensitive* proposto por Bossert (1995), Konow (1996) e Cappelen e Tungodden (2007). Critica-se os índices para mensuração de desigualdade clássicos, como a Curva de Lorenz padrão e o Índice de Gini padrão, pois esses não ponderam a influência de variáveis circunstanciais nem de variáveis de responsabilidade individual na determinação do salário. Deste modo, utiliza-se os indicadores Curva de Lorenz de Injustiça e o Índice de Gini de Injustiça para mensuração da desigualdade de oportunidade. Aplica-se essa metodologia para a mensuração do Índice de Desigualdade de Oportunidade de municípios, estados e regiões brasileiras, fazendo os autores a consideração que tal estudo dos municípios é necessário, pois a literatura à época era escassa e analisava tal índice de forma mais agregada.

Os resultados de Figueiredo *et al.* (2013) apontam que a desigualdade de oportunidade é mais intensa nos municípios nordestinos e que existe uma relação inversa entre desigualdade de oportunidade e a média de anos de estudo estadual, assim como relação positiva para os estados brasileiros entre indicadores de desigualdade de oportunidade e aqueles de

desigualdade de renda. Ainda, as regiões Norte e Nordeste, à época do estudo, são as que apresentam maiores Índices de Desigualdade de Oportunidade para o Brasil.

Figueiredo e Netto Junior (2014) medem o nível de desigualdade considerada injusta para o período de 1995 a 2009 no Brasil. O estudo argumenta, a partir de Azevedo (2007) e Figueiredo e Ziegelmann (2009), que houve queda estatisticamente significativa no nível de desigualdade de renda a partir da segunda metade dos anos 1990, o que levou o país a ser considerado mais justo. Porém perfeita igualdade (*perfect equality*) não é um conceito apropriado para justiça equitativa, sendo as desigualdades nos resultados individuais provenientes tanto de circunstâncias sobre as quais não se tem responsabilidade e como de esforços. Somente a desigualdade proveniente de fatores de não-responsabilidade é socialmente indesejável.

Figueiredo e Netto Junior (2014) utilizam a metodologia do Índice de Gini de Injustiça proposta por Almás *et al.* (2011) e o conceito de justiça equitativa *responsability-sensitive* desenvolvido por Bossert (1995), Konow (1996), e Cappelen e Tungodden (2007) para mensurar o nível de injustiça na distribuição de renda no Brasil no período de 1995 a 2009. Considera-se uma sociedade com  $N = \{1, \dots, n\}$  indivíduos, onde cada indivíduo é caracterizado pelo par de variáveis  $(y_i, z_i)$ , sendo  $y_i$  a renda observada e  $z_i$  a renda considerada justa pela sociedade. O parâmetro de justiça equitativa considera  $z_i$  como a renda média de tal sociedade. Assim, desvios da renda média da sociedade ( $u_i = y_i - z_i$ ) são considerados injustos, mesmo aqueles provenientes de esforços individuais. Em virtude dos esforços e circunstâncias não serem ponderados nessa mensuração inicial de justiça igualitária, é proposto que a renda individual  $y_i$  seja função de fatores de responsabilidade ( $r_i$ ) e de não-responsabilidade ( $e_i$ ), ou seja,  $y_i = f(r_i, e_i)$ .

A estimação da função da renda individual [ $y_i = f(r_i, e_i)$ ] é feita a partir da equação log-linear  $\log[y_i] = \beta r_i + \gamma e_i + \epsilon_i$ . Incorporar todas as variáveis de esforço e todas as variáveis circunstanciais que influenciam a renda individual na equação a ser estimada é impossível: um exemplo é a dificuldade para a coleta de dados do contexto família. Assim o termo de erro  $\epsilon_i$  da equação log-linear acima, que na teoria representa somente a sorte individual, agrupa tanto fatores de responsabilidade como de não-responsabilidade em virtude da omissão de variáveis explicativas relevantes. Assim, Devooght (2008), citado por Figueiredo e Netto Junior (2014, p. 1328), agrupa  $\epsilon_i$  ao conjunto de variáveis circunstanciais ( $e_i$ ). A equação a ser estimada passa a ser  $\log[f(r_i, e_i)] = \beta r_i + \xi_i$ , sendo  $\xi_i = \gamma e_i + \epsilon_i$ . Assim, constrói-se uma medida a partir do conceito de justiça no qual grupos da população

são definidos de acordo com suas variáveis de responsabilidade, e qualquer desigualdade intragrupos é considerada injusta.

A partir da definição da regra de justiça acima, mensura-se a distância entre as rendas observadas e a renda considerada justa pela sociedade ( $u_i = y_i - z_i$ ) através da aplicação do Índice de Gini de Injustiça (*Unfairness Gini Index*). Como citado anteriormente, proposto por Almás *et al.* (2011), tal índice consiste em uma modificação do Índice de Gini tradicional a partir da modificação da Curva de Lorenz padrão em Curva de Lorenz de Injustiça (*Unfairness Lorenz Curve*).

A fim de se obter o nível de injustiça para o período de 1995 a 2009 no Brasil, Figueiredo e Netto Junior (2014) fazem uso de dados da PNAD. Sendo renda individual real a variável resultado, as variáveis regressoras de responsabilidade individual consideradas no modelo são anos de escolaridade, horas de trabalho, experiência, e uma variável categórica para migração; as variáveis de não-responsabilidade estão agrupadas junto ao termo de erro aleatório.

Ao calcular o nível de desigualdade de renda total no Brasil para o período de 1995 a 2009, o estudo argumenta que o mesmo apresentou queda de 5% (de 0,5692 em 1995 para 0,5419 em 2009). O nível de injustiça calculado através do Índice de Gini de Injustiça apresentou um leve crescimento (de 0,2032 em 1995 para 0,2071 em 2009), concluindo-se através do teste não-paramétrico de Davidson e Duclos (2000) que o ano de 2009 apresenta o mesmo nível de injustiça de 1995. Tal resultado não era esperado, dado que o nível de equidade de renda havia se elevado, o que é julgado como uma melhora no grau de justiça de uma sociedade. O problema pode estar relacionado com o desenvolvimento e acompanhamento tanto das políticas de transferência de renda, como as de cunho fiscal e educacional, as quais talvez não tenham elevado o grau de justiça em virtude de negligenciarem condicionantes de injustiça no país (FIGUEIREDO E NETTO JUNIOR, 2014). O estudo argumenta que redução de desigualdade pode ser observada no curto prazo, porém redução de injustiças talvez só o seja no longo ou médio prazo, via a variável educação.

O estudo parte do pressuposto que as variáveis de esforço são independentes das variáveis circunstanciais às quais os indivíduos estão submetidos. Porém desenvolvimentos à época de divulgação do estudo argumentam a possibilidade de não-independência entre fatores de responsabilidade e de não-responsabilidade. Assim, propõe-se um teste de robustez que primeiramente isola o efeito das circunstâncias sobre os esforços (neste caso, a variável de responsabilidade *escolaridade*), e então testa diferentes combinações para a inclusão do

termo de erro como um conjunto de variáveis de não-responsabilidade. Os passos do teste são os seguintes: estimação de uma equação na qual *escolaridade* é explicada por um conjunto de variáveis circunstanciais; substitui-se a variável calculada na equação da renda pela nova variável estimada; o termo de erro aleatório é considerado como conjunto de variáveis de não-responsabilidade em três proporções: 100%, 50% e 25%. Os resultados sugerem que, independente do conjunto de variáveis de responsabilidade escolhido para a equação da renda a ser estimada, a composição do termo de erro contribui para uma redução por volta de 50% do índice de injustiça. A inclusão da variável de responsabilidade educação contribui para uma queda de aproximadamente 32% no índice. Deste modo, educação é o fator mais significativo para Índice de Gini de Injustiça.

Adamczyk (2017) apresenta dois ensaios sobre a desigualdade de oportunidade no Brasil: o primeiro estuda a desigualdade de renda total do país, e argumenta, através da aplicação do método do Desvio Logarítmico Médio (MLD), que houve diminuição da desigualdade de renda (de 0,55 em 2001 para 0,40 em 2014). Porém tal nível de desigualdade enquadra o país no grupo daqueles que apresentam maior concentração de renda do mundo. O Índice de Desigualdade de Oportunidade Absoluto e Relativo atestam o nível de desigualdade de oportunidade ao ponderarem a influência das circunstâncias nos resultados individuais. Houve diminuição de 37,73% no período de 2001 (0,106) a 2014 (0,066). Da desigualdade de renda total em 2001 (0,55), 19,2% se deve à desigualdade considerada injusta (0,106). Em 2014, a desigualdade de oportunidade (0,066) corresponde a 16,3% da desigualdade de renda total (0,40). Isso atesta a queda do nível de desigualdade considerada injusta no Brasil, assim como da sua participação na desigualdade de renda total. Nota-se também a queda no nível da desigualdade considerada justa (aquela relacionada aos esforços sobre os quais os indivíduos têm responsabilidade), porém aumento da sua participação relativa na desigualdade de renda total. O Índice de Desigualdade de Oportunidade Relativo (IOP Relativo) corresponde à evolução dos percentuais do Índice de Desigualdade de Oportunidade Absoluto em relação ao índice de desigualdade de renda total. Apresenta-se que na série histórica 2001-2014 houve queda de 14,4% do IOP Relativo (2001: 19,2%; 2014: 16,3%). A queda de 27,2% no índice de desigualdade de renda total no período de 2001 a 2014 é explicada por queda de 14,4% das desigualdades consideradas injustas, enquanto que as desigualdades relacionadas aos esforços individuais e à sorte correspondem a 12,8% da queda total.

Os componentes do grupo de variáveis de não responsabilidade, ou *circumstances* nas palavras de Roemer (1998), apresentaram participação praticamente constante durante o período de 2001 a 2014: a variável *Informalidade do Trabalhador* apresentou participação de

58% na composição do índice, sendo a variável *Diferença de Etnia* responsável por 27% e *Diferenças de Gênero* por 14%.

Adamczyk (2017) compara a renda dos grupos discriminados por circunstâncias: observa-se que o grupo em maior desvantagem é aquele composto por *Mulheres Não Brancas Informais*, o qual mais se beneficiou do crescimento da renda. Porém a renda média de tal grupo corresponde a somente 29,5% da renda média do grupo em maior vantagem, *Homens Brancos Formais*. Evidencia-se que as regiões Norte e Nordeste apresentam os piores níveis de desigualdade de oportunidade, sendo o estado do Piauí aquele que apresenta o maior índice e Santa Catarina aquele que apresenta o menor.

Para a mensuração dos níveis de desigualdade de oportunidade absoluto e relativo, primeiramente se estima a seguinte equação de rendimentos individuais:  $y = f(C, e)$ .  $y$  é a variável resultado renda per capita,  $C$  é a matriz das circunstâncias, e  $e$  agrega as variáveis de esforço. Como em Checchi *et al.* (2010), considera-se a função  $f$  como sendo monotonicamente crescente para as variáveis *effort* ( $e$ ) e a mesma para todos os indivíduos; as variáveis de esforço ( $e$ ) são independentes das variáveis *circumstance* ( $C$ ). Esta suposição, dentro do arcabouço do método de estimação por Mínimos Quadrados Ordinários, corrobora para que não haja o problema de viés na estimação dos parâmetros das variáveis *circunstância* por decorrência de endogeneidade. Estima-se a equação de rendimentos individuais através do método paramétrico por este ser simples e também pelo motivo do método não paramétrico necessitar uma amostra de tamanho maior. Ao citar Ferreira e Gignoux (2011) e Annes *et al.* (2015), Adamczyk (2017) declara:

A estimação não paramétrica requer um maior número de observações na amostra, apresentando um viés positivo quando subdividimos a amostra em grupos de circunstâncias com poucas observações. As discrepâncias entre os valores paramétricos e não paramétricos são, geralmente, estatisticamente insignificantes, mas os métodos não paramétricos tendem a apresentar valores superiores de desigualdade de oportunidades [...] (ADAMCZYK, 2017, p. 19).

Assim, pretende-se estimar o limite inferior da desigualdade de oportunidade.

$\hat{y}$  são os valores estimados de  $y$ , assim, constrói-se o Índice de Desigualdade de Oportunidade Absoluto que mede a desigualdade de distribuição de renda:  $\theta a = I(\hat{y})$ . “A desigualdade capturada pelo índice aplicado deriva exclusivamente da variância em  $\hat{y}$  causada pelas circunstâncias especificadas na matriz  $C$ .” (ADAMCZYK, 2017, p. 19). Ao se dividir  $\theta a$  pela distribuição dos resultados individuais observada na amostra, obtém-se a medida relativa da desigualdade oportunidade:  $\theta r = \frac{I(\hat{y})}{I(y)}$ .

Com o intuito de verificar a importância de cada variável de não-responsabilidade na distribuição de renda do Rio Grande do Sul em 2016, decompõe-se os índices de desigualdade de oportunidade. Como argumenta Ferreira e Gignoux (2014), citado por Adamczyk (2017), a decomposição dos índices não atesta relação causal entre a variável resultado e os regressandos, somente expõe a importância relativa. Muitas das variáveis circunstâncias podem estar correlacionadas, podendo então o modelo apresentar multicolinearidade de grau severo. O estudo declara que isso é um problema para a decomposição, porém “[...] não para as estimativas pontuais de desigualdade de oportunidade” (ADAMCZYK, 2017, p. 21).

No segundo ensaio, Adamczyk (2017) estuda, empregando o conceito de justiça proposto pela teoria da igualdade de oportunidade de Roemer (1998) e a metodologia do Índice de Desigualdade de Oportunidades Municipal (IOP-M) proposta por Figueiredo *et al.* (2013), o estado do Rio Grande do Sul no ano de 2010. Emprega-se a análise LISA (*Local Indicators of Spatial Association* - Índice Local de Associação Espacial) e os Índices de Desigualdade de Oportunidade Municipais (IOP-M) com o intuito de observar como a variável resultado renda per capita se distribui pelo estado do Rio Grande do Sul e a relação de tal distribuição com a estrutura produtiva dos municípios. Ao concluir seu trabalho, Adamczyk (2017) argumenta a existência de *spillovers* do IOP-M entre vizinhos, gerando-se assim, *clusters* espaciais. Isto é, o índice de desigualdade de oportunidade dos municípios é influenciado por aqueles de seus pares. Outra evidência apresentada é que as oportunidades não são distribuídas de forma homogênea no território do Rio Grande do Sul, sendo as maiores concentrações a da região metropolitana de Porto Alegre e a da região Norte. Ao analisar a relação indireta entre as atividades produtivas presentes no estado e a desigualdade de oportunidade (mensurada a partir de indicadores de saúde e educação), conclui-se que as variáveis resultado são dependentes das condições produtivas presentes nos municípios, sendo essas últimas, variáveis circunstância não distribuídas igualmente no território gaúcho.

A existência de *clusters* espaciais de municípios com altos níveis de desigualdade injusta se dá de forma não aleatória pelo território do Rio Grande do Sul. Ao analisar a estrutura produtiva dos municípios, atesta-se a relação dessa variável com os níveis de IOP-M: municípios que têm a atividade industrial e/ou o comércio e/ou serviços como a principal atividade econômica apresentam índices de desigualdade de oportunidade mais baixos, sendo a relação positiva para aqueles municípios que têm na agricultura ou no setor público a principal atividade econômica. Ao citar o Princípio da Compensação de Roemer (1998), o estudo sugere que as regiões com maiores IOP-M sejam compensadas através do

direcionamento de maior nível de recursos públicos em relação às regiões que têm na atividade industrial e/ou serviços e/ou comércio sua principal atividade econômica.

### 3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A escolha de fatores de não-responsabilidade que influenciem a distribuição de renda em uma sociedade deve levar em consideração concepções populares. Assim, a partir da literatura do tema, propõe-se a inclusão das seguintes circunstâncias no modelo de estimação do nível desigualdade de oportunidade: *gênero* e *etnia*. Tais estimações têm o objetivo, no que tange o direcionamento de recursos, de agregar à elaboração e condução de políticas públicas de combate à desigualdade de oportunidade.

Segue a relação a ser estimada:

$$y = f(g, c). \quad (1)$$

$y$  representa rendimento individual mensal efetivo de todos os trabalhos de pessoas de 14 anos ou mais de idade;  $g$  corresponde a *gênero*; e  $c$  é a variável *etnia*. A equação do resultado individual a ser estimada é a que segue:

$$\log(y_i) = \beta_0 + \beta_1 * g_i + \beta_2 * c_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

- $g_i = 1$  se mulher; 0 se homem;  $\forall i$ ;
- $c_i = 1$  se não-branco; 0 se branco;  $\forall i$ ;

e onde  $\beta_0$  é a constante do modelo, e  $\varepsilon_i$  é o termo de erro.

Deste modo, propõe-se as estimações das distribuições do rendimento individual mensal efetivo de todos os trabalhos de pessoas de 14 anos ou mais de idade nos estados brasileiros no período entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017 condicionadas às circunstâncias *gênero* e *etnia*. Escolheu-se o rendimento individual mensal efetivo de todos os trabalhos de pessoas de 14 anos ou mais de idade (variável VD4020<sup>13</sup> na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Trimestral - PNADCT) em virtude de tal medida agregar os rendimentos de todos os trabalhos de um indivíduo que tenha 14 anos ou mais. Tais rendimentos levados em consideração englobam dinheiro, produtos e mercadorias.

---

<sup>13</sup>As variáveis utilizadas no modelo de estimação a partir da PNADCT são explicadas no Anexo.

Mensura-se os Índices de Desigualdade de Oportunidade dos 27 estados do Brasil para o período entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017. O quarto trimestre de 2015 não foi analisado pelo motivo de a base de dados da PNADCT para tal trimestre apresentar problemas na mensuração da variável VD4020. As bases trimestrais de dados da PNADCT foram escolhidas pelo motivo de serem amostras da população brasileira que abarcam as características de interesse do estudo: renda individual, gênero e etnia.

Utiliza-se o logaritmo natural dos rendimentos individuais como regressando por duas razões:

- Deste modo, estima-se a variação percentual média dos resultados individuais dada pelas variáveis de circunstância gênero e etnia;
- O uso do logaritmo natural estabiliza a variância dos erros amostrais e ajuda a tornar sua distribuição mais parecida à distribuição normal.

As variáveis de circunstâncias são os regressandos da equação estimada. Por tais variáveis serem qualitativas, utiliza-se a metodologia de variáveis categóricas (variáveis *dummy*) para analisar o impacto de gênero e etnia na distribuição dos rendimentos individuais. Tal metodologia demanda a escolha de variáveis de referência, isto é, o quanto não ser de tal característica de referência impacta percentualmente em média, *ceteris paribus*, a variável de resultado.

A variável para gênero tem *homem* como variável de referência: caso o indivíduo seja do gênero masculino, a variável categórica para gênero no modelo assume valor zero (0); caso seja do gênero feminino, tal variável assume o valor um (1).

A variável para etnia tem *branca* como variável de referência: assume o valor um (1) se não-branca e zero (0) se branca. As bases de dados trimestrais da PNADCT discriminam a variável *Cor ou etnia* (V2010) nas subcategorias *Branca, Negra, Amarela, Parda, Indígena*, e *Ignorado*. Assim, agrega-se em uma subcategoria chamada *Não-Branca* as subcategorias *Negra, Amarela, Parda, Indígena*, e *Ignorado*.

As observações *outliers* ao modelo estimado não são retiradas em virtude de se considerar rendimentos individuais longe da média amostral fatores que influenciam o nível de desigualdade de oportunidade, e assim, importantes para a análise. Caso um homem branco apresente rendimento muito alto, isso elevará o índice; caso uma mulher não branca apresente rendimento muito alto, isso diminuirá o índice.

Inflaciona-se os rendimentos individuais de todos os trimestres estudados através do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) para trazê-los a valores constantes de 31 de março de 2017. Utiliza-se o INPC em virtude de tal índice ser o utilizado para o reajuste salarial. Inflaciona-se os rendimentos individuais através do índice médio calculado a partir do trimestre em análise até 31 março de 2017.

Para se calcular o Índice de Desigualdade de Oportunidade trimestral primeiramente se estima (2). Então, calcula-se o Coeficiente de Variação (CV) dos logaritmos naturais dos resultados individuais estimados  $[\log(\widehat{y})]$  e o Coeficiente de Variação dos logaritmos naturais dos resultados individuais observados na amostra da PNADCT. O CV consiste na razão entre Desvio-Padrão e a Média:

$$\bullet \quad CV = \frac{\text{desvio padrão } [\log(\widehat{y})]}{\text{média } [\log(\widehat{y})]} \quad (3);$$

$$\bullet \quad CV = \frac{\text{desvio padrão } [\log(y)]}{\text{média } [\log(y)]} \quad (4).$$

Deste modo, o Índice de Desigualdade de Oportunidade é a divisão do CV dos logaritmos naturais dos resultados individuais estimados pelo Coeficiente de Variação dos logaritmos naturais dos resultados individuais observados:

$$IDO = \frac{CV [\log(\widehat{y})]}{CV [\log(y)]} \quad (5).$$

Tal índice é uma medida relativa da contribuição das circunstâncias na distribuição de resultados individuais (rendimentos individuais) observados, ou seja, qual a proporção da distribuição de resultados individuais que é explicada pelas circunstâncias gênero e etnia (qual a proporção da distribuição de resultados individuais estimada a partir das circunstâncias gênero e etnia na distribuição de resultados individuais observados). Assim, considera-se que o restante da distribuição de resultados individuais observada que não é explicada por fatores circunstanciais é função das variáveis presentes no termo de erro da equação estimada: variáveis de responsabilidade individual (esforços), fatores aleatórios (sorte ou acaso), ou qualquer outra variável não observada.

O índice varia entre zero (0) e um (1): se zero, não há desigualdade de oportunidade, pois a distribuição de resultados individuais (rendimentos individuais) observada não é

explicada pelas circunstâncias de gênero e etnia; já o valor um representa o nível máximo de desigualdade de oportunidade, pois toda a distribuição de resultados individuais (rendimentos individuais) observada é função somente das circunstâncias de gênero e etnia.

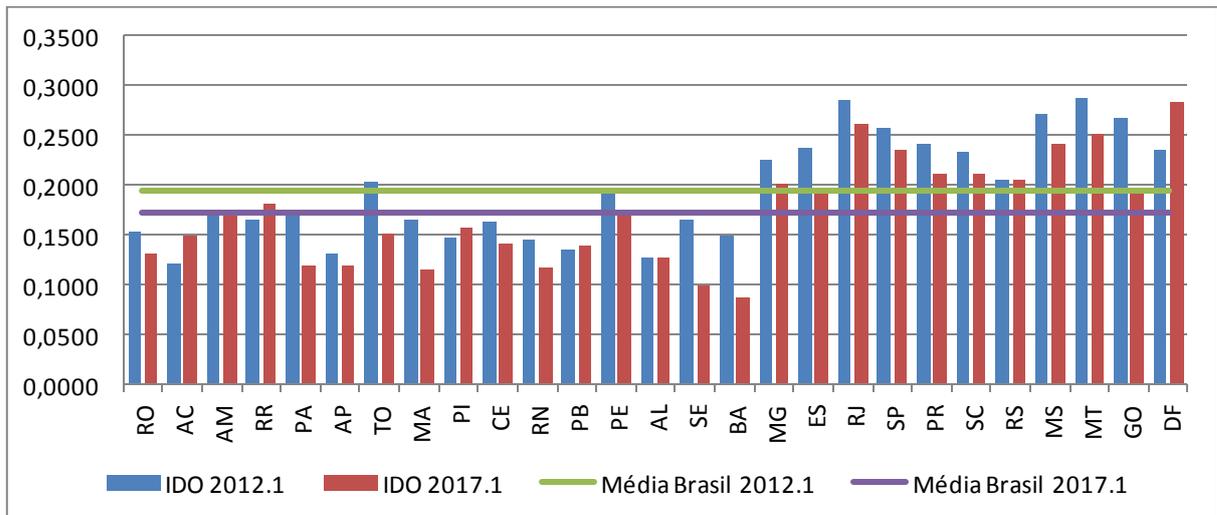
Calcula-se o Índice de Desigualdade de Oportunidade para todos os estados brasileiros nos vinte períodos analisados.

## 4. RESULTADOS

### 4.1. ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE ESTADUAIS

As Tabelas 1 e 2 apresentam os Índices de Desigualdade de Oportunidade (IDO) estaduais no primeiro trimestre de 2012 e no primeiro trimestre de 2017, respectivamente, assim como as respectivas posições dos estados no ranking de maior nível de desigualdade de oportunidade (sendo a posição 1 aquela com o maior índice). As Figuras 2 e 3 mostram os níveis de desigualdade de oportunidade estaduais do primeiro trimestre de 2012 e do primeiro trimestre de 2017 no mapa do Brasil, respectivamente: quanto mais escura a cor, maior o nível de desigualdade de oportunidade. O Gráfico 1 mostra os índices estaduais e as médias do Brasil para o primeiro trimestre de 2012 e para o primeiro trimestre de 2017.

**Gráfico 1** – Índices de Desigualdade de Oportunidade Estaduais e médias do país para o primeiro trimestre de 2012 e para o primeiro trimestre de 2017



Fonte: Elaboração própria

**Tabela 1** – Índices de Desigualdade de Oportunidade Estaduais no primeiro trimestre de 2012 e respectiva posição no ranking de maior nível de desigualdade de oportunidade

| Posição | UF                  | Índice de Desigualdade de Oportunidade |
|---------|---------------------|--|
| 20      | Rondônia            | 0,1536                                 |
| 27      | Acre                | 0,1207                                 |
| 15      | Amazonas            | 0,1727                                 |
| 18      | Roraima             | 0,1646                                 |
| 14      | Pará                | 0,1734                                 |
| 25      | Amapá               | 0,1309                                 |
| 12      | Tocantins           | 0,2027                                 |
| 17      | Maranhão            | 0,1647                                 |
| 22      | Piauí               | 0,1473                                 |
| 19      | Ceará               | 0,1631                                 |
| 23      | Rio Grande do Norte | 0,1458                                 |
| 24      | Paraíba             | 0,135                                  |
| 13      | Pernambuco          | 0,1979                                 |
| 26      | Alagoas             | 0,1276                                 |
| 16      | Sergipe             | 0,1653                                 |
| 21      | Bahia               | 0,1495                                 |
| 10      | Minas Gerais        | 0,2256                                 |
| 7       | Espírito Santo      | 0,2373                                 |
| 2       | Rio de Janeiro      | 0,2851                                 |
| 5       | São Paulo           | 0,257                                  |
| 6       | Paraná              | 0,2425                                 |
| 9       | Santa Catarina      | 0,233                                  |
| 11      | Rio Grande do Sul   | 0,2053                                 |
| 3       | Mato Grosso do Sul  | 0,2712                                 |
| 1       | Mato Grosso         | 0,2879                                 |
| 4       | Goias               | 0,2685                                 |
| 8       | Distrito Federal    | 0,2351                                 |
|         | Média Brasil        | 0,1949                                 |

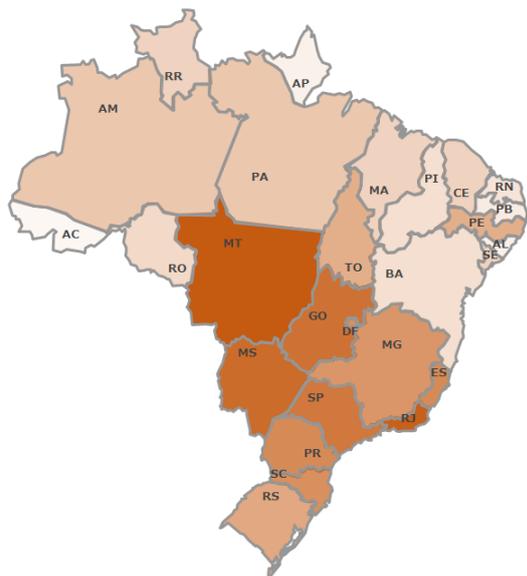
Fonte: Elaboração própria

**Tabela 2** – Índices de Desigualdade de Oportunidade Estaduais no primeiro trimestre de 2017 e respectiva posição no ranking de maior nível de desigualdade de oportunidade

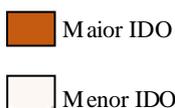
| Posição | UF                  | Índice de Desigualdade de Oportunidade |
|---------|---------------------|--|
| 20      | Rondônia            | 0,1306                                 |
| 17      | Acre                | 0,1496                                 |
| 14      | Amazonas            | 0,1701                                 |
| 12      | Roraima             | 0,1808                                 |
| 22      | Pará                | 0,1202                                 |
| 23      | Amapá               | 0,1198                                 |
| 16      | Tocantins           | 0,1518                                 |
| 25      | Maranhão            | 0,1146                                 |
| 15      | Piauí               | 0,1581                                 |
| 18      | Ceará               | 0,1418                                 |
| 24      | Rio Grande do Norte | 0,118                                  |
| 19      | Paraíba             | 0,1399                                 |
| 13      | Pernambuco          | 0,1712                                 |
| 21      | Alagoas             | 0,1268                                 |
| 26      | Sergipe             | 0,0985                                 |
| 27      | Bahia               | 0,0874                                 |
| 9       | Minas Gerais        | 0,2008                                 |
| 11      | Espírito Santo      | 0,1971                                 |
| 2       | Rio de Janeiro      | 0,2624                                 |
| 5       | São Paulo           | 0,2355                                 |
| 7       | Paraná              | 0,2115                                 |
| 6       | Santa Catarina      | 0,2116                                 |
| 8       | Rio Grande do Sul   | 0,2057                                 |
| 4       | Mato Grosso do Sul  | 0,2411                                 |
| 3       | Mato Grosso         | 0,2508                                 |
| 10      | Goias               | 0,1978                                 |
| 1       | Distrito Federal    | 0,2842                                 |
|         | Média Brasil        | 0,1732                                 |

Fonte: Elaboração própria

**Figura 2** – Mapa do Brasil com grau de desigualdade de oportunidade dos estados no primeiro trimestre de 2012

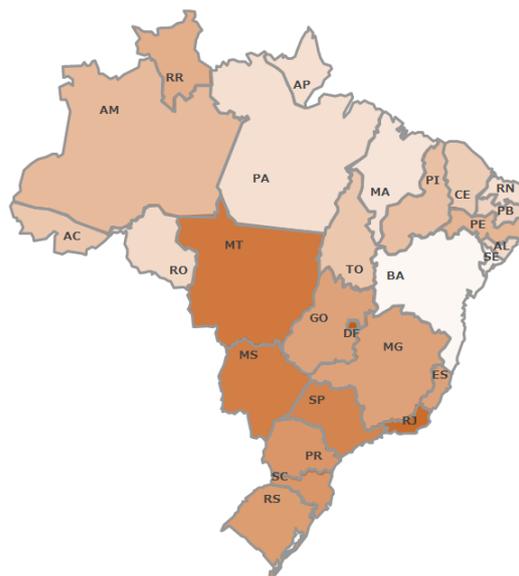


Legenda:

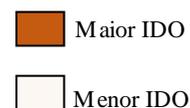


Fonte: Elaboração própria

**Figura 3** – Mapa do Brasil com grau de desigualdade de oportunidade dos estados no primeiro trimestre de 2017



Legenda:



Fonte: Elaboração própria

A região Centro Oeste foi a que apresentou os maiores níveis de desigualdade de oportunidade ao longo de todos os trimestres analisados. O estado de Mato Grosso do Sul foi aquele que apresentou o maior nível de desigualdade de oportunidade um maior número de vezes (sete trimestres), seguido pelo Distrito Federal (cinco trimestres), Mato Grosso e Goiás (ambos em três trimestres), e Rio de Janeiro (dois trimestres). O estado de Alagoas foi aquele que apresentou o menor nível de desigualdade de oportunidade um maior número de vezes (oito trimestres) no período analisado, seguido pelo Amapá (sete trimestres), Piauí (dois trimestres), e Acre, Bahia e Pará (ambos em um trimestre). O nível de desigualdade de oportunidade do Rio Grande do Sul foi maior que a média nacional dos estados brasileiros em todos os trimestres analisados.

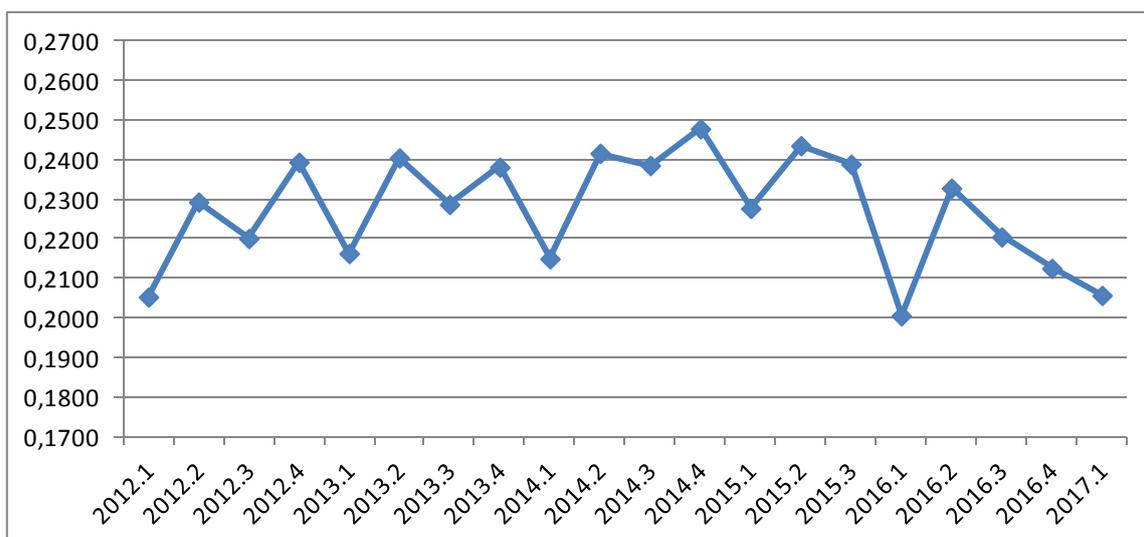
O Gráfico 1, a Tabela 1 e a Figura 2 mostram que o estado de Mato Grosso foi o que apresentou maior Índice de Desigualdade de Oportunidade no primeiro trimestre de 2012, sendo o Acre o estado brasileiro com o menor nível de desigualdade de oportunidade no mesmo período. O Gráfico 1, a Tabela 2 e a Figura 3 evidenciam que o

Distrito Federal foi estado brasileiro com o maior Índice de Desigualdade de Oportunidade no primeiro trimestre de 2017, sendo a Bahia o estado com o menor nível de desigualdade de oportunidade no mesmo período. A variação da média do Índice de Desigualdade de Oportunidade agregado dos estados brasileiros entre o primeiro trimestre de 2012 (0,1949) e o primeiro trimestre de 2017 (0,1732) foi -11,13%, demonstrando que o nível de desigualdade de oportunidade no país caiu durante o período estudado.

A partir das médias nacionais do primeiro trimestre de 2012 e do primeiro trimestre de 2017, dividi-se os estados em dois grupos em ambos os períodos: aqueles com índices acima da média são pertencentes ao grupo com maiores níveis de desigualdade de oportunidade; aqueles com índices abaixo da média pertencem ao grupo com menores níveis de desigualdade de oportunidade. No primeiro trimestre de 2012, sendo a média nacional 0,1949, o grupo com os maiores níveis de desigualdade de oportunidade é composto por 13 estados, sendo o grupo com os índices mais baixos composto por 14 estados. No primeiro trimestre de 2017, cuja média é 0,1732, o grupo com os maiores índices é composto por 12 estados, sendo o grupo com os níveis de desigualdade de oportunidades mais baixos composto por 15 estados. Deste modo, a queda da média nacional (de 0,1949 no primeiro trimestre de 2012 para 0,1732 no primeiro trimestre de 2017) e um menor número de estados pertencentes ao grupo com os maiores índices atestam a queda do nível de desigualdade de oportunidade no Brasil.

O Rio Grande do Sul apresenta a seguinte evolução do Índice de Desigualdade de Oportunidade (Gráfico 2 e Tabela 3):

**Gráfico 2** – Evolução do Índice de Desigualdade de Oportunidade do Rio Grande do Sul calculado para os 20 trimestres analisados



Fonte: Elaboração própria

**Tabela 3** – Evolução do Índice de Desigualdade de Oportunidade do Rio Grande do Sul calculado para os 20 trimestres analisados

| Trimestre | Índice de Desigualdade de Oportunidade |
|-----------|--|
| 2012.1    | 0,2053                                 |
| 2012.2    | 0,2293                                 |
| 2012.3    | 0,2201                                 |
| 2012.4    | 0,2394                                 |
| 2013.1    | 0,2163                                 |
| 2013.2    | 0,2405                                 |
| 2013.3    | 0,2287                                 |
| 2013.4    | 0,2382                                 |
| 2014.1    | 0,2150                                 |
| 2014.2    | 0,2416                                 |
| 2014.3    | 0,2386                                 |
| 2014.4    | 0,2478                                 |
| 2015.1    | 0,2277                                 |
| 2015.2    | 0,2436                                 |
| 2015.3    | 0,2389                                 |
| 2016.1    | 0,2006                                 |
| 2016.2    | 0,2328                                 |
| 2016.3    | 0,2205                                 |
| 2016.4    | 0,2126                                 |
| 2017.1    | 0,2057                                 |

Fonte: Elaboração própria

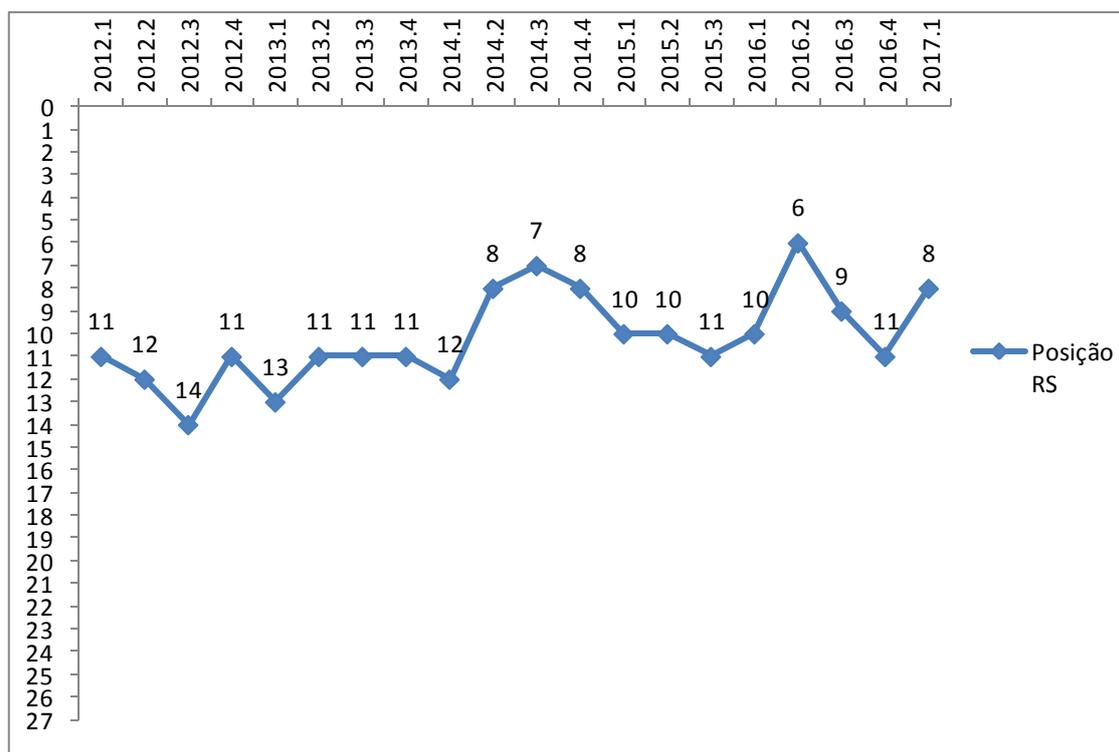
Nota-se que o índice oscila entre limite inferior 0,2006 (primeiro trimestre de 2016) e o limite superior 0,2478 (quarto trimestre de 2014), deste modo o nível de desigualdade de oportunidade mais alto ocorreu no quarto trimestre de 2014, e o mais

baixo no primeiro trimestre de 2016. Os índices dos últimos três trimestres do período analisado, na comparação com o seus respectivos trimestres anteriores, apresentaram queda. Entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017, o nível de desigualdade de oportunidade variou 0,20%. As maiores variações entre trimestres, positiva e negativa, ocorreram no segundo trimestre de 2016 (16,07%) e no primeiro trimestre de 2016 (-16,03%), respectivamente. As menores variações, positiva e negativa, entre trimestres ocorreram no quarto semestre de 2014 (3,88%) e no terceiro semestre de 2014 (-1,26%), respectivamente. A média do nível de desigualdade de oportunidade no período é 0,2272. A média da variação entre trimestres do nível de desigualdade de oportunidade no período analisado é 0,39%. A média da variação absoluta entre trimestres do nível de desigualdade de oportunidade no período analisado é 7,51%. A não ser no quarto trimestre de 2016, o índice apresentou variação positiva em todos os segundos e quartos trimestres dos anos analisados; em todos os primeiros e terceiros trimestres dos anos, o índice apresentou variação negativa. Atesta-se variações conjunturais em virtude de sazonalidade, porém não caráter cíclico, pois o índice se manteve praticamente estável durante todo o período analisado, situando-se entre o limite inferior de 0,2006 e o limite superior de 0,2478.

Uma das possíveis causas da ocorrência de sazonalidade pode se dar em virtude do reajuste dos salários ocorrer normalmente em maio e o décimo terceiro salário ser pago em dezembro: indivíduos que têm menor rendimento em função de características circunstanciais como gênero e etnia, nominalmente recebem reajuste e décimo terceiro salário menor que homens brancos. Porém se nota que o quarto semestre de 2016 foge à regra: há variação negativa do nível de desigualdade de oportunidades. Isso pode ser explicado pela crise econômica iniciada em 2014, a qual aproximou os rendimentos individuais médios dos grupos de circunstâncias. É válido analisar o segundo trimestre de 2017 quando os dados da PNADCT forem disponibilizados com intuito de observar se o nível de desigualdade de oportunidade realmente está em queda no Rio Grande do Sul ou se voltará a crescer. A análise de trimestres futuros mostrará se há uma nova tendência, diferente da observada no período entre o primeiro semestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017.

O Rio Grande do Sul apresenta as seguintes posições entre os estados da federação em relação ao maior nível de desigualdade de oportunidade durante os trimestres analisados:

**Gráfico 3** – Posição do Rio Grande do Sul ao longo dos trimestres analisados no ranking de maior Índice de Desigualdade de Oportunidade entre estados brasileiros



Fonte: Elaboração própria

Sendo um (1) a posição com o maior Índice de Desigualdade de Oportunidade, o Gráfico 3 mostra que a posição mais alta que o Rio Grande do Sul atingiu foi a sexta no segundo trimestre de 2016; a mais baixa foi a décima quarta no terceiro trimestre de 2012. A média da posição do estado em relação ao maior nível de desigualdade de oportunidade entre os outros estados da federação no período analisado é 10,2: dividindo-se as posições dos vinte e sete estados brasileiros em dois grupos em relação ao nível de desigualdade de oportunidade apresentado nos trimestres analisados, e considerando as efetivas posições do estado nos trimestres, o Rio Grande do Sul pertence ao grupo de estados brasileiros com maiores níveis de desigualdade de oportunidade. Somente no terceiro trimestre de 2012 o estado se encontrava no grupo com menores Índices de Desigualdade de Oportunidade.

#### 4.1.1 Estatísticas Descritivas

Ao longo dos trimestres analisados a média mais alta dos rendimentos de todos os trabalhos de indivíduos que tinham 14 anos ou mais na data de referência da PNADCT no Rio Grande do Sul foi R\$ 2.676,00 (primeiro trimestre de 2017), sendo a menor média R\$ 2.230,36 (segundo trimestre de 2012). O maior rendimento individual dos 20 trimestres analisados é R\$ 368.700,00 no segundo trimestre de 2014.

A etnia *Branca* é mais predominante nas amostras trimestrais da PNADCT para o Rio Grande do Sul, sendo a etnia *Parda* a segunda mais predominante. A etnia *Indígena* é a menos predominante em todos trimestres. A proporção do gênero masculino é a maior em todos os trimestres para o Rio Grande do Sul.

Seguem abaixo as estatísticas descritivas do primeiro (Tabela 4) e do último trimestre (Tabela 5) do período analisado para o Rio Grande do Sul. As estatísticas descritivas do estado nos demais trimestres se encontram no Anexo. Observa-se nas Tabelas 4 e 5 que a média do rendimento individual cresceu 19,98% entre o primeiro trimestre de 2012 (R\$ 2.326,91) e o primeiro trimestre de 2017 (R\$ 2.676,00) no Rio Grande do Sul.

**Tabela 4** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do primeiro trimestre de 2012

| Variável              | Estatísticas descritivas |          |          |          |          |            |
|-----------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|------------|
|                       | Mín.                     | 1º Qu.   | Mediana  | Média    | 3º Qu.   | Máx.       |
| Rendimento Individual | 14,13                    | 883,44   | 1.413,50 | 2.326,91 | 2.544,30 | 268.565,00 |
| Etnia                 | Branca                   | Negra    | Amarela  | Parda    | Indígena | Ignorado   |
|                       | 84,32%                   | 5,32%    | 0,14%    | 10,04%   | 0,18%    | 0%         |
| Gênero                | Masculino                | Feminino |          |          |          |            |
|                       | 58,31%                   | 41,69%   |          |          |          |            |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 5** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do primeiro trimestre de 2017

| Variável              | Estatísticas descritivas |          |          |          |          |           |
|-----------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|-----------|
|                       | Mín.                     | 1º Qu.   | Mediana  | Média    | 3º Qu.   | Máx.      |
| Rendimento Individual | 15                       | 1.045,00 | 1.700,00 | 2.676,00 | 3.000,00 | 75.000,00 |
| Etnia                 | Branca                   | Negra    | Amarela  | Parda    | Indígena | Ignorado  |
|                       | 82,13%                   | 5,67%    | 0,08%    | 11,92%   | 0,19%    | 0%        |
| Gênero                | Masculino                | Feminino |          |          |          |           |
|                       | 56,66%                   | 43,34%   |          |          |          |           |

Fonte: Elaboração própria

## 4.1.2. Estimacões

Os resultados das estimacões do modelo para o Rio Grande do Sul pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários para o primeiro trimestre de 2012 e para o primeiro trimestre de 2017 são apresentados a seguir nas tabelas 6 e 7, respectivamente.

**Tabela 6** – Estimacões dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o primeiro trimestre de 2012

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor  |
|---|-------------|---------------|----------|
| Constante   | 7,48911     | -0,01019      | 2,00E-16 |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,29447    | -0,01494      | 2,00E-16 |
| <i>Dummy</i> Etnia  | -0,30575    | -0,02027      | 2,00E-16 |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,04216       |          |
| Número de Observações   |             | 13.808        |          |

Fonte: Elaboracão própria

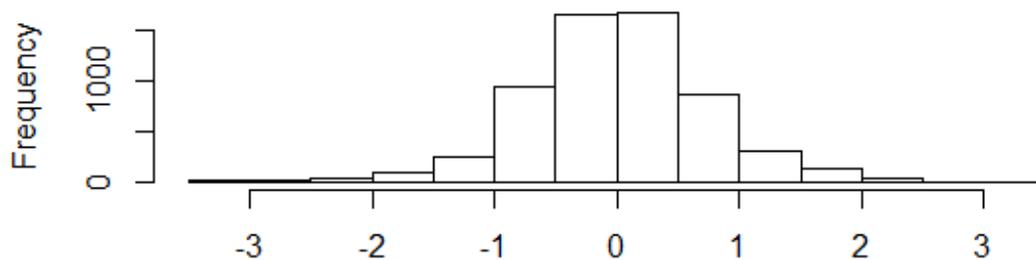
**Tabela 7** – Estimacões dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o primeiro trimestre de 2017

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor  |
|---|-------------|---------------|----------|
| Constante   | 7,65292     | -0,01071      | 2,00E-16 |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,25493    | -0,01527      | 2,00E-16 |
| <i>Dummy</i> Etnia  | 0,34406     | -0,01976      | 2,00E-16 |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,04233       |          |
| Número de Observações   |             | 12.845        |          |

Fonte: Elaboracão própria

Segue na Figura 4 o histograma dos resíduos da regressão do modelo do Rio Grande do Sul para o primeiro trimestre de 2016. Observa-se que os resíduos apresentam distribuicão muito próxima à distribuicão Normal, o que permite fazer inferência em relacão aos coeficientes estimados, ou seja, testar a significância das estimacões. Os resíduos das regressões tanto do Rio Grande do Sul como dos demais estados nos outros trimestres analisados seguem o mesmo padrão, sendo todos os coeficientes estimados considerados significativos.

**Figura 4** – Histograma dos resíduos da regressão do modelo do Rio Grande do Sul para o primeiro trimestre de 2016



Fonte: Elaboração própria

#### 4.2. ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE – MÉDIAS DAS REGIÕES BRASILEIRAS

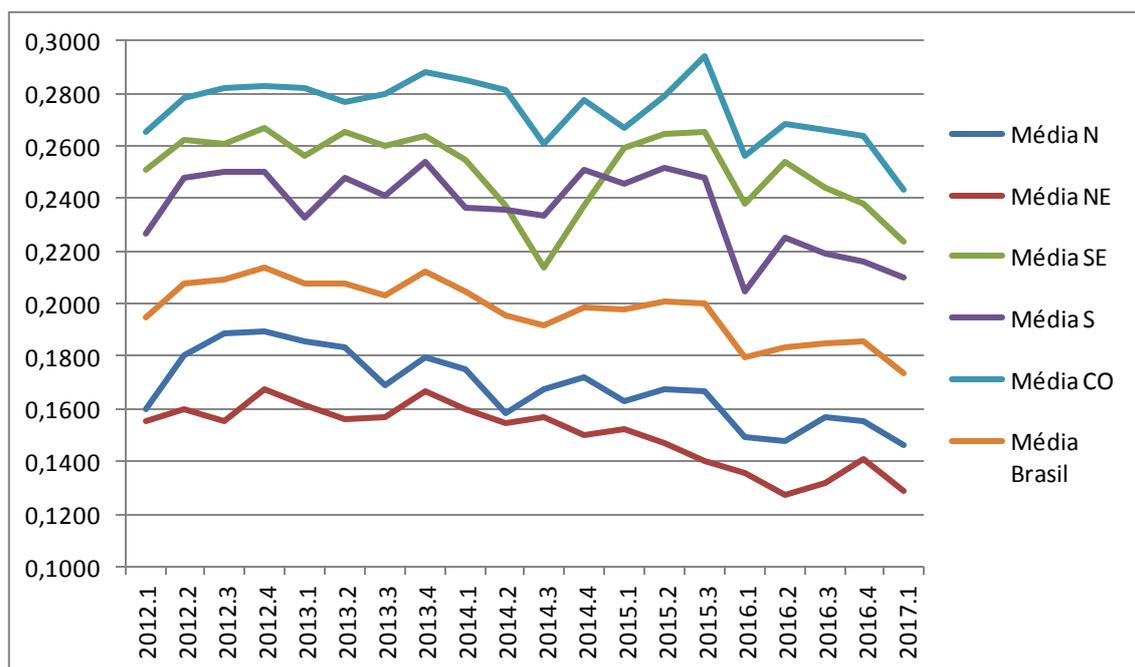
A Tabela 8 e o Gráfico 4 mostram as médias regionais e nacionais do Índice de Desigualdade de Oportunidade dos estados discriminadas por trimestre. Na Tabela 8, a cor vermelha indica que a média da região foi superior à média do Brasil no trimestre.

**Tabela 8** – Médias regionais e médias nacionais dos Índices de Desigualdade de Oportunidade estaduais ao longo dos 20 trimestres analisados

| Trimestre | Média N | Média NE | Média SE | Média S | Média CO | Média Brasil |
|-----------|---------|----------|----------|---------|----------|--------------|
| 2012.1    | 0,1598  | 0,1551   | 0,2513   | 0,2269  | 0,2657   | 0,1949       |
| 2012.2    | 0,1802  | 0,1602   | 0,2626   | 0,2481  | 0,2782   | 0,2078       |
| 2012.3    | 0,1890  | 0,1553   | 0,2610   | 0,2498  | 0,2819   | 0,2090       |
| 2012.4    | 0,1891  | 0,1675   | 0,2665   | 0,2500  | 0,2830   | 0,2141       |
| 2013.1    | 0,1855  | 0,1617   | 0,2565   | 0,2329  | 0,2822   | 0,2077       |
| 2013.2    | 0,1837  | 0,1557   | 0,2651   | 0,2482  | 0,2764   | 0,2073       |
| 2013.3    | 0,1689  | 0,1572   | 0,2597   | 0,2408  | 0,2794   | 0,2028       |
| 2013.4    | 0,1796  | 0,1666   | 0,2637   | 0,2536  | 0,2878   | 0,2120       |
| 2014.1    | 0,1749  | 0,1600   | 0,2547   | 0,2367  | 0,2850   | 0,2049       |
| 2014.2    | 0,1586  | 0,1543   | 0,2374   | 0,2357  | 0,2811   | 0,1956       |
| 2014.3    | 0,1671  | 0,1570   | 0,2139   | 0,2336  | 0,2607   | 0,1919       |
| 2014.4    | 0,1720  | 0,1503   | 0,2376   | 0,2509  | 0,2774   | 0,1989       |
| 2015.1    | 0,1630  | 0,1520   | 0,2592   | 0,2456  | 0,2667   | 0,1981       |
| 2015.2    | 0,1671  | 0,1471   | 0,2643   | 0,2519  | 0,2791   | 0,2008       |
| 2015.3    | 0,1667  | 0,1403   | 0,2650   | 0,2478  | 0,2939   | 0,2003       |
| 2016.1    | 0,1493  | 0,1352   | 0,2381   | 0,2048  | 0,2560   | 0,1797       |
| 2016.2    | 0,1479  | 0,1273   | 0,2539   | 0,2252  | 0,2683   | 0,1832       |
| 2016.3    | 0,1570  | 0,1319   | 0,2444   | 0,2188  | 0,2660   | 0,1846       |
| 2016.4    | 0,1552  | 0,1405   | 0,2376   | 0,2158  | 0,2636   | 0,1853       |
| 2017.1    | 0,1461  | 0,1285   | 0,2240   | 0,2096  | 0,2435   | 0,1732       |

Fonte: Elaboração própria

**Gráfico 4** – Comparação da evolução das médias regionais e das médias nacionais dos Índices de Desigualdade de Oportunidade estaduais ao longo dos trimestres analisados



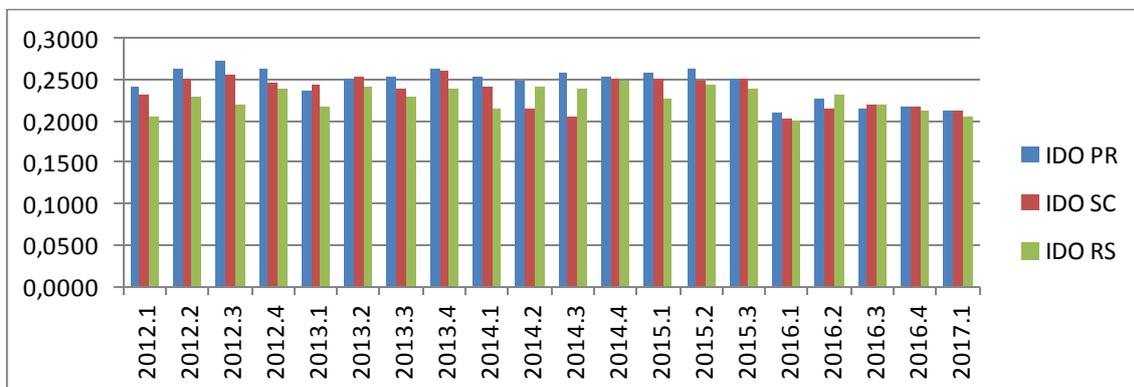
Fonte: Elaboração própria

Observa-se que as médias das regiões Sudeste, Sul e Centro Oeste dos Índices de Desigualdade de Oportunidade estaduais foram superiores à média nacional em todos os períodos, e que as médias das regiões Norte e Nordeste foram menores que a média do país em todos os períodos. A média da região Centro Oeste é a maior em todos os trimestres, sendo a média da região Nordeste a menor em todos os trimestres analisados. O Gráfico 4 mostra que as médias das regiões brasileiras, assim como a média do país apresentam tendência de queda durante o período analisado. A média dos níveis de desigualdade de oportunidade dos estados da região Nordeste foi a que apresentou maior variação negativa entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017 (-17,18%), sendo a menor variação negativa a da média dos níveis de desigualdade de oportunidade dos estados da região Sul (-7,63%). A posição relativa das médias das regiões brasileiras foi praticamente a mesma durante o período analisado, a não ser no terceiro e no quarto trimestre de 2014 quando a média da região Sul foi maior que a média da região Sudeste.

O Gráfico 5 mostra que o Rio Grande do Sul apresentou em dezesseis dos vinte trimestres analisados o menor nível de desigualdade de oportunidade dos estados da região Sul, sendo o estado da região Sul com maior nível de desigualdade somente no segundo trimestre de 2016. O Gráfico 5 mostra que o Paraná é o estado que apresentou

maior Índice de Desigualdade de Oportunidade um maior número de vezes (quatorze trimestres) em comparação com os outros estados da região Sul.

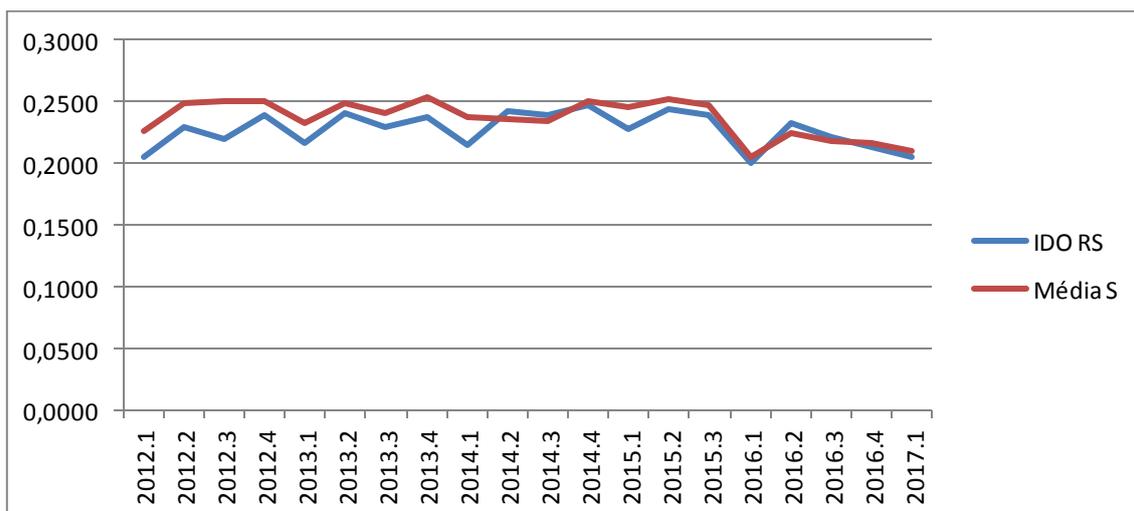
**Gráfico 5** – Índices de Desigualdade de Oportunidade dos estados da região Sul ao longo dos trimestres analisados



Fonte: Elaboração própria

O Gráfico 6 abaixo mostra que o Índice de Desigualdade de Oportunidade do Rio Grande do Sul foi maior que as médias dos níveis de desigualdade de oportunidade dos estados da região Sul em quatro trimestres: nos segundos e terceiros trimestres de 2014 e de 2016.

**Gráfico 6** – Comparação da evolução dos Índices de Desigualdade de Oportunidade do Rio Grande do Sul ao longo dos trimestres analisados com a evolução das médias do Índice de Desigualdade de Oportunidade da região Sul do Brasil ao longo dos trimestres analisados



Fonte: Elaboração própria

## 5. CONCLUSÃO

Observa-se que o nível de desigualdade de oportunidade no país caiu durante o período analisado: a variação da média do Índice de Desigualdade de Oportunidade dos estados brasileiros entre o primeiro trimestre de 2012 (0,1949) e o primeiro trimestre de 2017 (0,1732) foi -11,13%. Tomando-se as médias nacionais do primeiro trimestre de 2012 e do primeiro trimestre de 2017, dividiu-se os estados em dois grupos: aqueles com índices acima da média são pertencentes ao grupo com maiores níveis de desigualdade de oportunidade no período; aqueles com índices abaixo da média pertencem ao grupo com menores níveis de desigualdade de oportunidade. No primeiro trimestre de 2012, sendo a média nacional 0,1949, o grupo com os maiores níveis de desigualdade de oportunidade é composto por 13 estados, sendo o grupo com os índices mais baixos composto por 14 estados. No primeiro trimestre de 2017, cuja média é 0,1732, o grupo com os maiores índices é composto por 12 estados, sendo o grupo com os níveis de desigualdade de oportunidades mais baixos no período composto por 15 estados. Assim, a queda da média nacional e um menor número de estados pertencentes ao grupo com os maiores índices atestam a queda do nível de desigualdade de oportunidade no Brasil.

Todas as médias das regiões brasileiras também apresentam tendência de queda durante o período analisado, sendo a média dos níveis de desigualdade de oportunidade dos estados da região Nordeste a que apresentou maior variação negativa (-17,18%), e a menor variação negativa sendo a da média dos níveis de desigualdade de oportunidade dos estados da região Sul (-7,63%). A posição relativa das médias das regiões brasileiras foi praticamente a mesma durante o período analisado, a não ser no terceiro e no quarto trimestre de 2014, quando a média da região Sul foi maior que a média da região Sudeste.

As médias das regiões Sudeste, Sul e Centro Oeste para os níveis de desigualdade de oportunidade estaduais foram superiores às médias nacionais ao longo de todo o período estudado, sendo as médias das regiões Norte e Nordeste menores que as médias do Brasil em todos os trimestres. A média da região Centro Oeste foi a maior e a média da região Nordeste a menor em todos os trimestres analisados.

O estado de Mato Grosso do Sul apresentou o maior nível de desigualdade de oportunidade um maior número de vezes (sete trimestres), seguido pelo Distrito Federal

(cinco trimestres), Mato Grosso e Goiás (ambos em três trimestres), e Rio de Janeiro (dois trimestres). Alagoas foi o estado que apresentou o menor nível de desigualdade de oportunidade um maior número de vezes (oito trimestres) no período analisado, seguido por Amapá (sete trimestres), Piauí (dois trimestres), e Acre, Bahia e Pará (ambos em um trimestre). O nível de desigualdade de oportunidade do Rio Grande do Sul foi maior que a média nacional dos estados brasileiros em todos os trimestres analisados.

Mato Grosso foi o estado que apresentou maior Índice de Desigualdade de Oportunidade no primeiro trimestre da série temporal analisada (primeiro trimestre de 2012), sendo o Acre o estado brasileiro com o menor nível de desigualdade de oportunidade no mesmo período. O Distrito Federal apresentou o maior Índice de Desigualdade de Oportunidade no último trimestre da série temporal estudada (primeiro trimestre de 2017) e o estado da Bahia o menor nível de desigualdade de oportunidade no mesmo período.

O nível de desigualdade de oportunidade do Rio Grande do Sul apresentou comportamento estável durante os 20 trimestres analisados, sendo a variação do Índice de Desigualdade de Oportunidade no período de 0,20%. A tendência dada pelos índices calculados para os últimos três trimestres do período de análise é de queda, porém é necessário analisar os dados do próximo trimestre para se observar se o valor do índice ultrapassará a banda inferior de 0,2000 com o surgimento, assim, de uma nova tendência, ou se o nível de desigualdade de oportunidade voltará a crescer.

Observa-se variações conjunturais na série temporal do nível de desigualdade de oportunidade do Rio Grande do Sul: há sazonalidade, porém não caráter cíclico, pois o índice se manteve praticamente estável, dada tendência nula durante todo o período analisado. Como argumentado anteriormente, a ocorrência de sazonalidade pode se dar em virtude do dissídio salarial acontecer normalmente em maio e o décimo terceiro salário ser pago em dezembro. Assim, indivíduos que têm menor rendimento em virtude de características circunstanciais como gênero e etnia, nominalmente recebem reajuste e décimo terceiro salário menor que homens brancos, e tais disparidades tenderiam aumentar o valor do índice.

O Rio Grande do Sul, em comparação com os outros estados da federação, se encontra no grupo de estados com os maiores níveis de desigualdade de oportunidade ao longo dos trimestres analisados. O estado nunca apresentou o maior valor para o índice durante o período analisado em comparação com os outros estados, porém seu nível de desigualdade de oportunidade foi maior que a média nacional em todos os trimestres.

Em relação aos estados na região Sul do Brasil, o Rio Grande do Sul, em dezesseis dos vinte trimestres analisados, foi aquele com menor nível de desigualdade de oportunidade, apresentando o maior índice somente no segundo trimestre de 2016. O estado apresentou nível de desigualdade de oportunidade maior que a média dos estados da região Sul em quatro períodos: nos segundos e terceiros trimestres de 2014 e de 2016.

Nenhum dos Índices de Desigualdade de Oportunidade estaduais em nenhum dos trimestres analisados teve valor igual a um. Isto atesta que a distribuição de renda estadual não é somente função dos fatores circunstanciais *gênero* e *etnia*. Sugere-se para futuros estudos investigar outras circunstâncias significativas à distribuição de renda estadual, bem como fatores de responsabilidade individual significantes. É interessante levar a cabo as estimações das referidas variáveis com o intuito de medir o quanto as variáveis de não-responsabilidade influenciam a distribuição de renda, observando-se assim os grupos circunstanciais em maior situação de injustiça. É válida também a estimativa da contribuição das variáveis de esforço na distribuição de renda estadual, assim como analisar o quanto variáveis de responsabilidade individual são influenciadas por variáveis *circunstância*.

Os motivos da região Centro Oeste apresentar as maiores médias dos Índices de Desigualdade de Oportunidade Estaduais em todos os trimestres analisados e a região Nordeste ser aquela com as menores médias dos níveis de desigualdade de oportunidade estaduais ao longo do período estudado são questões a serem respondidas em etapas futuras do estudo aqui apresentado. Bem como os motivos para o estado do Mato Grosso do Sul ser aquele com o maior índice um maior número de vezes, e Alagoas apresentar o menor nível de desigualdade de oportunidade um maior número de vezes. É interessante também levar a cabo previsões dos níveis de desigualdade de oportunidade, assim como a inclusão de uma análise sobre a situação de mulheres não-brancas.

A literatura empírica mostra a importância do efeito de pares dado pelo *background* familiar nos resultados individuais. Assim, a estimativa de tal influência é de suma importância para o desenvolvimento de ações de nivelamento de oportunidades e de justiça distributiva. Deste modo, cabe a realização de pesquisas amostrais para o Brasil que apresentem dados para o histórico familiar.

## REFERÊNCIAS

- ADAMCZYK, W. **Dois Ensaios sobre a Desigualdade de Oportunidades no Brasil**. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento) – Escola de Negócios, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2017.
- ALMÁS, I. **Equalizing income versus equalizing opportunity: A comparison of the United States and Germany**. Luxembourg Income Study Working Paper Series, n. 476, mar. 2008. Disponível em: <http://www.lisdatacenter.org/wps/liswps/476.pdf>. Acesso em: 27 mar. 2017.
- ALMÁS, I.; CAPPELEN, A.; LIND, J.; SØRENSEN, E.; TUNGODDEN, B. **Measuring unfair (in)equality**. *Journal of Public Economics*, 95, 488-499, 2011. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047272710001623?via%3Dihub>. Acesso em: 15 abr. 2017.
- BARROS, R. P.; FERREIRA, F. H. G.; SAAVEDRA, J. S.; VEGA, J. R. M. **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. World Bank Publications, 2009.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; MENENDEZ, M. **Inequality of opportunity in Brazil**. *Review of Income and Wealth*, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007. Disponível em: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1475-4991.2007.00247.x/abstract>. Acesso em: 21 abr. 2017.
- BRASIL ESCOLA. **Índice de Gini**. Disponível em: <http://brasilecola.uol.com.br/geografia/indice-gini.htm>. Acesso em: 24 jul. 2017.
- CHECCHI, D.; PERAGINE, V. **Fair and unfair income inequalities in Europe**. Institute for the Study of Labor Discussion Paper, Bonn, n.5025, jun. 2010. Disponível em: <http://ftp.iza.org/dp5025.pdf>. Acesso em: 30 abr. 2017.
- CALCULADOR. **Correção de valor por índice**. Disponível em: <http://www.calculador.com.br/calculo/etniarecao-valor-por-indice>. Acesso em: 02 jun. 2017.
- CONCEIÇÃO, P.; FERREIRA, P. **The young person's guide to the Theil index: Suggesting intuitive interpretations and exploring analytical applications**. University of Texas Inequality Project Working Paper, n. 14, 29 fev. 2000. Disponível em: [http://utip.lbj.utexas.edu/papers/utip\\_14.pdf](http://utip.lbj.utexas.edu/papers/utip_14.pdf). Acesso em: 05 mai. 2017.
- DEVOOGHT, K. **To each the same and to each his own: A proposal to measure responsibility-sensitive income inequality**. *Economica*, v.75, n. 298, p. 280-295, mai. 2008. Disponível em: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0335.2007.00602.x/abstract>. Acesso em: 30 abr. 2017.

FERREIRA, F. H. G.; GIGNOUX, J. **The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America.** *Review of Income and Wealth*, v. 57, n. 4, p. 622-657, 2011. Disponível em: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1475-4991.2011.00467.x/abstract>. Acesso em: 05 mai. 2017.

FIGUEIREDO, E.; NETTO JUNIOR, J. L. S. **More equal but not so fair: An analysis of Brazilian income distribution from 1995 to 2009.** *Empirical Economics*, vol. 46, n. 4, p. 1325-1337, jun. 2014. Disponível em: [https://link.springer-com.ez45.periodicos.capes.gov.br/content/pdf/10.1007%2Fs00181-013-0714-5.pdf](https://link.springer.com/ez45.periodicos.capes.gov.br/content/pdf/10.1007%2Fs00181-013-0714-5.pdf). Acesso em: 05 abr. 2017.

FIGUEIREDO, E.; AMARAL E SILVA, M. V.; DE BRITO, D. J. M.; DE LIMA, J. R. F. **Uma proposta para mensuração dos índices de desigualdade de oportunidade municipais.** 2013. Manuscrito

GITHUB. **Download dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Continua Trimestral.** Disponível em: <https://github.com/ajdamico/asdfree/blob/master/Pesquisa%20Nacional%20por%20Amostra%20de%20Domicilios%20Continua/download%20all%20microdata.R>. Acesso em: 13 mai. 2017.

GONÇALVES, E. **Citações de documentos e suas respectivas referências.** 2006. Manuscrito.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2013.** Disponível em: <http://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=294414>. Acesso em: 06/04/2017

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Índice de Gini da renda domiciliar per capita.** Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2011/b09ufc.htm>. Acesso em: 26 mar. 2017.

PETERSEN, T. **Review of Theories of Distributive Justice by John E. Roemer.** *Contemporary Sociology*, v.26, n. 5, p. 656, set. 1997. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2655683>. Acesso em: 06 jul. 2017.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil.** 2013. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/consulta/>. Acesso em: 24 jun. 2017.

RINGEN, S. **Review of Inequality Reexamined by Amartya Sen.** *American Journal of Sociology*, v. 99, n. 4, p. 1092-1093, jan. 1994. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2781745>. Acesso em: 23 abr. 2017.

ROEMER, J. E. **Equality of opportunity.** Estados Unidos da América: Harvard University Press, 1998.

ROEMER, J. E. **Equality of opportunity: A progress report.** *Social Choice and Welfare*, v. 19, n. 2, p. 455-471, abr. 2002. Disponível em: <https://link-springer-com.ez45.periodicos.capes.gov.br/content/pdf/10.1007%2Fs003550100123.pdf>. Acesso em: 05 abr. 2017.

WIKIPEDIA. **Theil index.** 17 dez. 2016. Disponível em: [https://en.wikipedia.org/wiki/Theil\\_index](https://en.wikipedia.org/wiki/Theil_index). Acesso em: 03 mar. 2017.

## ANEXO

### Estatísticas descritivas da base de dados do Rio Grande do Sul nos demais trimestres

**Tabela 9** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do segundo trimestre de 2012

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                   |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>20,91            | 1º Qu.<br>878,41   | Mediana<br>1.394,30 | Média<br>2.230,36 | 3º Qu.<br>2.230,88 | Máx.<br>83.658,00 |
| Etnia                 | Branca<br>85,62%         | Negra<br>4,70%     | Amarela<br>0,09%    | Parda<br>9,48%    | Indígena<br>0,11%  | Ignorado<br>0%    |
| Gênero                | Masculino<br>58,10%      | Feminino<br>41,90% |                     |                   |                    |                   |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 10** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do terceiro trimestre de 2012

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                    |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>6,89             | 1º Qu.<br>923,94   | Mediana<br>1.378,50 | Média<br>2.283,95 | 3º Qu.<br>2.343,45 | Máx.<br>110.280,00 |
| Etnia                 | Branca<br>86,69%         | Negra<br>4,27%     | Amarela<br>0,08%    | Parda<br>8,81%    | Indígena<br>0,14%  | Ignorado<br>0%     |
| Gênero                | Masculino<br>57,47%      | Feminino<br>42,53% |                     |                   |                    |                    |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 11** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do quarto trimestre de 2012

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                   |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>13,53            | 1º Qu.<br>947,03   | Mediana<br>1.352,90 | Média<br>2.279,68 | 3º Qu.<br>2.435,22 | Máx.<br>94.703,00 |
| Etnia                 | Branca<br>85,77%         | Negra<br>4,81%     | Amarela<br>0,04%    | Parda<br>9,20%    | Indígena<br>0,18%  | Ignorado<br>0%    |
| Gênero                | Masculino<br>57,79%      | Feminino<br>42,21% |                     |                   |                    |                   |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 12** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do primeiro trimestre de 2013

| Variável              | Estatísticas descritivas |          |          |          |          |            |
|-----------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|------------|
| Rendimento Individual | Mín.                     | 1º Qu.   | Mediana  | Média    | 3º Qu.   | Máx.       |
|                       | 11,92                    | 926,73   | 1.456,29 | 2.425,76 | 2.647,80 | 105.912,00 |
| Etnia                 | Branca                   | Negra    | Amarela  | Parda    | Indígena | Ignorado   |
|                       | 86,00%                   | 4,64%    | 0,05%    | 9,13%    | 0,19%    | 0%         |
| Gênero                | Masculino                | Feminino |          |          |          |            |
|                       | 58,31%                   | 41,69%   |          |          |          |            |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 13** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do segundo trimestre de 2013

| Variável              | Estatísticas descritivas |          |          |          |          |           |
|-----------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| Rendimento Individual | Mín.                     | 1º Qu.   | Mediana  | Média    | 3º Qu.   | Máx.      |
|                       | 13,04                    | 912,59   | 1.368,88 | 2.330,72 | 2.607,40 | 91.259,00 |
| Etnia                 | Branca                   | Negra    | Amarela  | Parda    | Indígena | Ignorado  |
|                       | 87,11%                   | 4,13%    | 0,07%    | 8,58%    | 0,12%    | 0%        |
| Gênero                | Masculino                | Feminino |          |          |          |           |
|                       | 58,08%                   | 41,92%   |          |          |          |           |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 14** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do terceiro trimestre de 2013

| Variável              | Estatísticas descritivas |          |          |          |          |           |
|-----------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| Rendimento Individual | Mín.                     | 1º Qu.   | Mediana  | Média    | 3º Qu.   | Máx.      |
|                       | 13,00                    | 974,80   | 1.429,70 | 2.415,70 | 2.599,40 | 64.985,00 |
| Etnia                 | Branca                   | Negra    | Amarela  | Parda    | Indígena | Ignorado  |
|                       | 86,65%                   | 4,47%    | 0,06%    | 8,72%    | 0,10%    | 0%        |
| Gênero                | Masculino                | Feminino |          |          |          |           |
|                       | 58,25%                   | 41,75%   |          |          |          |           |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 15** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do quarto trimestre de 2013

| Variável              | Estatísticas descritivas |          |          |          |          |            |
|-----------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|------------|
| Rendimento Individual | Mín.                     | 1º Qu.   | Mediana  | Média    | 3º Qu.   | Máx.       |
|                       | 12,81                    | 1.025,12 | 1.537,68 | 2.424,74 | 2.562,80 | 102.512,00 |
| Etnia                 | Branca                   | Negra    | Amarela  | Parda    | Indígena | Ignorado   |
|                       | 85,41%                   | 4,38%    | 0,07%    | 10,00%   | 0,15%    | 0%         |
| Gênero                | Masculino                | Feminino |          |          |          |            |
|                       | 58,02%                   | 41,98%   |          |          |          |            |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 16** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do primeiro trimestre de 2014

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                   |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>12,56            | 1º Qu.<br>1.004,96 | Mediana<br>1.507,44 | Média<br>2.475,52 | 3º Qu.<br>2.512,40 | Máx.<br>75.372,00 |
| Etnia                 | Branca<br>86,30%         | Negra<br>4,37%     | Amarela<br>0,09%    | Parda<br>9,19%    | Indígena<br>0,06%  | Ignorado<br>0%    |
| Gênero                | Masculino<br>58,61%      | Feminino<br>41,39% |                     |                   |                    |                   |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 17** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do segundo trimestre de 2014

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                    |                   |                    |                    |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>12,30            | 1º Qu.<br>983,20   | Mediana<br>.474,80 | Média<br>2.446,30 | 3º Qu.<br>2.458,00 | Máx.<br>368.700,00 |
| Etnia                 | Branca<br>85,95%         | Negra<br>4,78%     | Amarela<br>0,07%   | Parda<br>9,15%    | Indígena<br>0,05%  | Ignorado<br>0%     |
| Gênero                | Masculino<br>57,86%      | Feminino<br>42,14% |                    |                   |                    |                    |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 18** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do terceiro trimestre de 2014

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                    |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>12,22            | 1º Qu.<br>977,60   | Mediana<br>1.466,40 | Média<br>2.360,29 | 3º Qu.<br>2.444,00 | Máx.<br>305.500,00 |
| Etnia                 | Branca<br>86,02%         | Negra<br>4,82%     | Amarela<br>0,10%    | Parda<br>8,96%    | Indígena<br>0,08%  | Ignorado<br>0%     |
| Gênero                | Masculino<br>58,25%      | Feminino<br>41,75% |                     |                   |                    |                    |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 19** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do quarto trimestre de 2014

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                   |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>24,10            | 1º Qu.<br>1.024,30 | Mediana<br>1.446,10 | Média<br>2.374,10 | 3º Qu.<br>2.410,20 | Máx.<br>60.255,00 |
| Etnia                 | Branca<br>84,93%         | Negra<br>5,23%     | Amarela<br>0,15%    | Parda<br>9,48%    | Indígena<br>0,15%  | Ignorado<br>0%    |
| Gênero                | Masculino<br>57,89%      | Feminino<br>42,11% |                     |                   |                    |                   |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 20** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do primeiro trimestre de 2015

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                   |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>14,00            | 1º Qu.<br>1.050,00 | Mediana<br>1.633,00 | Média<br>2.538,00 | 3º Qu.<br>2.800,00 | Máx.<br>69.996,00 |
| Etnia                 | Branca<br>85,20%         | Negra<br>4,83%     | Amarela<br>0,10%    | Parda<br>9,68%    | Indígena<br>0,16%  | Ignorado<br>0%    |
| Gênero                | Masculino<br>57,58%      | Feminino<br>42,42% |                     |                   |                    |                   |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 21** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do segundo trimestre de 2015

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                    |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>11,30            | 1º Qu.<br>1.017,00 | Mediana<br>1.441,90 | Média<br>2.296,20 | 3º Qu.<br>2.260,00 | Máx.<br>169.500,00 |
| Etnia                 | Branca<br>84,57%         | Negra<br>4,77%     | Amarela<br>0,13%    | Parda<br>10,32%   | Indígena<br>0,17%  | Ignorado<br>0%     |
| Gênero                | Masculino<br>57,57%      | Feminino<br>42,43% |                     |                   |                    |                    |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 22** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do terceiro trimestre de 2015

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                    |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>11,12            | 1º Qu.<br>1.000,89 | Mediana<br>1.405,69 | Média<br>2.277,70 | 3º Qu.<br>2.235,32 | Máx.<br>111.210,00 |
| Etnia                 | Branca<br>85,65%         | Negra<br>4,63%     | Amarela<br>0,10%    | Parda<br>9,49%    | Indígena<br>0,13%  | Ignorado<br>0%     |
| Gênero                | Masculino<br>57,54%      | Feminino<br>42,46% |                     |                   |                    |                    |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 23** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do quarto trimestre de 2016

| Variável              | Estatísticas descritivas |                    |                     |                   |                    |                   |
|-----------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| Rendimento Individual | Mín.<br>20,22            | 1º Qu.<br>1.011,20 | Mediana<br>1.516,80 | Média<br>2.395,60 | 3º Qu.<br>2.528,00 | Máx.<br>99.097,60 |
| Etnia                 | Branca<br>82,55%         | Negra<br>5,35%     | Amarela<br>0,15%    | Parda<br>11,76%   | Indígena<br>0,20%  | Ignorado<br>0%    |
| Gênero                | Masculino<br>56,84%      | Feminino<br>43,16% |                     |                   |                    |                   |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 24** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do primeiro trimestre de 2016

| Variável              | Estatísticas descritivas |          |          |          |          |            |
|-----------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|------------|
| Rendimento Individual | Mín.                     | 1º Qu.   | Mediana  | Média    | 3º Qu.   | Máx.       |
|                       | 10,50                    | 1.050,30 | 1.575,50 | 2.579,30 | 2.800,10 | 107.130,60 |
| Etnia                 | Branca                   | Negra    | Amarela  | Parda    | Indígena | Ignorado   |
|                       | 82,75%                   | 5,54%    | 0,17%    | 11,39%   | 0,15%    | 0%         |
| Gênero                | Masculino                | Feminino |          |          |          |            |
|                       | 57,58%                   | 42,42%   |          |          |          |            |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 25** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do segundo trimestre de 2016

| Variável              | Estatísticas descritivas |          |          |          |          |            |
|-----------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|------------|
| Rendimento Individual | Mín.                     | 1º Qu.   | Mediana  | Média    | 3º Qu.   | Máx.       |
|                       | 10,29                    | 1.029,00 | 1.440,60 | 2.367,74 | 2.469,60 | 102.900,00 |
| Etnia                 | Branca                   | Negra    | Amarela  | Parda    | Indígena | Ignorado   |
|                       | 83,58%                   | 5,05%    | 0,11%    | 11,12%   | 0,13%    | 0%         |
| Gênero                | Masculino                | Feminino |          |          |          |            |
|                       | 57,63%                   | 42,37%   |          |          |          |            |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 26** – Estatísticas descritivas do Rio Grande do Sul na PNADCT do terceiro trimestre de 2016

| Variável              | Estatísticas descritivas |          |          |          |          |            |
|-----------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|------------|
| Rendimento Individual | Mín.                     | 1º Qu.   | Mediana  | Média    | 3º Qu.   | Máx.       |
|                       | 15,22                    | 1.014,50 | 1.521,75 | 2.362,65 | 2.536,25 | 101.450,00 |
| Etnia                 | Branca                   | Negra    | Amarela  | Parda    | Indígena | Ignorado   |
|                       | 83,66%                   | 5,05%    | 0,11%    | 10,96%   | 0,21%    | 0%         |
| Gênero                | Masculino                | Feminino |          |          |          |            |
|                       | 57,05%                   | 42,95%   |          |          |          |            |

Fonte: Elaboração própria

### Estimações para o Rio Grande do Sul nos de mais trimestres

**Tabela 27** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o segundo trimestre de 2012

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,467669    | (0,009871)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,310325   | (0,014485)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,372212   | (0,020368)    | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,0526        |         |
| Número de Observações   |             | 13.901        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 28** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o terceiro trimestre de 2012

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,48389     | (0,01011)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,30684    | (0,01481)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,35417    | (0,02155)     | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,04845       |         |
| Número de Observações   |             | 13.438        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 29** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o quarto trimestre de 2012

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,49866     | (0,01013)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,32723    | (0,01485)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,3906     | (0,02100)     | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05732       |         |
| Número de Observações   |             | 13.460        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 30** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o primeiro trimestre de 2013

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,53667     | (0,01025)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,30395    | (0,01512)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,34991    | (0,02149)     | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,0468        |         |
| Número de Observações   |             | 13.398        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 31** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o segundo trimestre de 2013

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,519116    | (0,009883)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,330977   | (0,014632)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,395549   | (0,021543)    | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05784       |         |
| Número de Observações   |             | 13.742        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 32** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o terceiro trimestre de 2013

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,54897     | (0,00992)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,32713    | (0,01467)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,34563    | (0,02127)     | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05231       |         |
| Número de Observações   |             | 13.609        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 33** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o quarto trimestre de 2013

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,570524    | (0,009751)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,321824   | (0,014320)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,364251   | (0,020018)    | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05672       |         |
| Número de Observações   |             | 13.732        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 34** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o primeiro trimestre de 2014

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,578914    | (0,009778)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,295794   | (0,014486)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,331311   | (0,020747)    | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,04623       |         |
| Número de Observações   |             | 13.601        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 35** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o segundo trimestre de 2014

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,559751    | (0,009876)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,333493   | (0,014526)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,375364   | (0,020643)    | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05839       |         |
| Número de Observações   |             | 13.754        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 36** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o terceiro trimestre de 2014

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,548342    | (0,009662)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,304793   | (0,014284)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,390416   | (0,020312)    | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05693       |         |
| Número de Observações   |             | 13.624        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 37** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o quarto trimestre de 2014

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,57828     | (0,00948)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,31285    | (0,01392)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,38034    | (0,01921)     | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,06143       |         |
| Número de Observações   |             | 13.760        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 38** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o primeiro trimestre de 2015

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,619604    | (0,009943)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,287779   | (0,014565)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,375877   | (0,020271)    | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05186       |         |
| Número de Observações   |             | 13.473        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 39** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o segundo trimestre de 2015

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,541336    | (0,009463)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,311469   | (0,013846)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,356361   | (0,018946)    | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05933       |         |
| Número de Observações   |             | 13.763        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 40** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o terceiro trimestre de 2015

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,52442     | (0,009574)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,31342    | (0,014034)    | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,350531   | (0,019789)    | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05707       |         |
| Número de Observações   |             | 13.440        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 41** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o primeiro trimestre de 2016

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,60385     | (0,01041)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,25241    | (0,01508)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,33095    | (0,01972)     | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,04024       |         |
| Número de Observações   |             | 13.266        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 42** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o segundo trimestre de 2016

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,53927     | (0,01012)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,30641    | (0,01471)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,35505    | (0,01962)     | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,05421       |         |
| Número de Observações   |             | 13.139        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 43** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o terceiro trimestre de 2016

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,54198     | (0,01012)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,28723    | (0,01459)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,33516    | (0,01954)     | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,04863       |         |
| Número de Observações   |             | 13.091        |         |

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 44** – Estimações dos coeficientes do modelo do Rio Grande do Sul para o quarto trimestre de 2016

| $\widehat{\log[y]} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 * g + \widehat{\beta}_2 * c$ | Estimadores | Desvio-Padrão | p-valor |
|---|-------------|---------------|---------|
| Constante   | 7,5543      | (0,01024)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Gênero   | -0,27184    | (0,01468)     | 2E-16   |
| <i>Dummy</i> Cor  | -0,32265    | (0,01916)     | 2E-16   |
| R <sup>2</sup>  |             | 0,04518       |         |
| Número de Observações   |             | 13.068        |         |

Fonte: Elaboração própria

### Variáveis PNADCT

A variável *Rendimentos de todos os trabalhos de indivíduos que tenham 14 anos ou mais* (VD4020) é calculada da seguinte maneira:

- Pessoas que tenham 14 anos ou mais (V2009  $\geq$  014);
- V4009 (“Quantos trabalhos ... tinha na semana de ... a ... (semana de referência ?)”)  $\neq$  branco;
- V40331 (“Recebia/fazia normalmente nesse trabalho rendimento/retirada em dinheiro?”) = 1 (“Em dinheiro”)

ou

V40332 (“Recebia/fazia normalmente nesse trabalho rendimento/retirada em produtos e mercadorias?”) = 2 (“Em produtos ou mercadorias”)

ou

V40501 (“Recebia/fazia normalmente nesse trabalho secundário rendimento/retirada em dinheiro”) = 1 (“Em dinheiro”)

ou

V40502 (“Recebia/fazia normalmente nesse trabalho secundário rendimento/retirada em produtos e mercadorias”) = 2 (“Em produtos ou mercadorias”)

ou

V40581 (“Recebia/fazia normalmente nesse(s) outro(s) trabalho(s) rendimento/retirada em dinheiro”) = 1 (“Em dinheiro”)

ou

V40582 (“Recebia/fazia normalmente nesse(s) outro(s) trabalho(s) rendimento/retirada em produtos e mercadorias”) = 2 (“Em produtos ou mercadorias”);

e consiste na soma das seguintes variáveis:

- V403412: “Qual foi o rendimento bruto/retirada que ... recebeu/fez nesse trabalho, no mês de referência ? (valor em dinheiro)”;
- V403422: “Qual foi o rendimento bruto/retirada que ... recebeu/fez nesse trabalho, no mês de referência? (valor estimado dos produtos ou mercadorias)”;

- V405112: “Valor em dinheiro do rendimento mensal que recebeu nesse trabalho secundário no mês de referência”;
- V405122: “Valor estimado dos produtos e mercadorias que recebia recebeu nesse trabalho secundário no mês de referência”;
- V405912: “Valor em dinheiro do rendimento mensal que recebeu nesse(s) outro(s) trabalho(s) no mês de referência”;
- V405922: “Valor estimado dos produtos e mercadorias que recebia normalmente nesse(s) outro(s) trabalho(s) no mês de referência”;

V2007 corresponde à variável para gênero na PNADCT e no dicionário da pesquisa é chamada de *Gênero*; assume valor 1 se *Masculino* e 2 se *Feminino*. V2010 corresponde à variável para etnia na PNADCT e no dicionário da pesquisa é chamada de *Etnia ou etnia*; assume o valor 1 se *Branca*; 2 se *Negra*; 3 se *Amarela*; 4 se *Parda*; 5 se *Indígena*; e 9 se *Ignorado*. O estado do Rio Grande do Sul é representado pelo número 43 na PNADCT, sendo tal número pertencente à variável denominada *UF*.

## APÊNDICE

### Rotina Software R

Utiliza-se a versão 3.4.0 “You Stupid Darkness” do software R.

Primeiramente, faz-se *download* dos microdados da PNADCT para os trimestres de interesse. Segue página da Internet com os comandos para *download* das bases de dados:

<https://github.com/ajdamico/asdfree/blob/master/Pesquisa%20Nacional%20por%20Amostra%20de%20Domicilios%20Continua/download%20all%20microdata.R>

Após importar os dados para o software R, roda-se os seguintes comandos de análise para todos os trimestres analisados:

```
#Índice de Desigualdade de Oportunidade de todos os estados
IDO=rep(0,27)
UF=c(11:17,21:29,31:33,35,41:43,50:53)
setwd("C:/Users/Erik/Desktop/UFRGS 2017.1/TCC/R/PNAD Contínua")
load( "PNADCT 2017 01.rda" )
attach(x)
for (j in 1:27)
{
  x_subset <- x[,c("uf", "vd4020", "v2007", "v2010")]
  x_subset <- subset(x_subset,uf==UF[j])
  x_subset_naomit <- na.omit(x_subset)
  x_subset_naomit_zeroomit <- x_subset_naomit[x_subset_naomit$vd4020>0,]
  attach(x_subset_naomit_zeroomit)
  #Logaritmo da renda
  x_subset_naomit_zeroomit$ln_renda <- log(x_subset_naomit_zeroomit$vd4020)
  attach(x_subset_naomit_zeroomit)
  #Variáveis dummy
```

```

#Gênero:

#Homem

homem <- vector()

for (i in 1:length(x_subset_naomit_zeromit$v2007)){
  if (x_subset_naomit_zeromit$v2007[i] == 1){homem[i] = 1} else {homem[i] = 0}
}

#Mulher

mulher <- vector()

for (i in 1:length(homem)){
  if (homem[i] == 1){mulher[i] = 0} else {mulher[i] = 1}
}

#Etnia:

#Branca

branca <- vector()

for (i in 1:length(x_subset_naomit_zeromit$v2010)){
  if (x_subset_naomit_zeromit$v2010[i] == 1){branca[i] = 1} else {branca[i] = 0}
}

#Não Branca

não_branca <- vector()

for (i in 1:length(branca)){
  if (branca[i] == 1){não_branca[i] = 0} else {não_branca[i] = 1}
}

# Insere-se as variáveis em x_subset_naomit_zeromit

x_subset_naomit_zeromit <- cbind(x_subset_naomit_zeromit, mulher, homem,
não_branca, branca)

gênero=mulher

etnia=não_branca

attach(x_subset_naomit_zeromit)

# Regressão 1: Gênero + Etnia

regressao1 <- lm(ln_renda ~ gênero + etnia)

```

```

summary(regressao1)

ychapeu <- regressao1$fitted.values

# CV y estimado

cv.ychapeu <- sd(ychapeu)/mean(ychapeu)

# CV y observado

cv.y <- sd(x_subset_naomit_zeroomit$ln_renda) /
mean(x_subset_naomit_zeroomit$ln_renda)

# Índice de Desigualdade Oportunidade

IDO_ind <- cv.ychapeu/cv.y

IDO[j]=IDO_ind #valor do índice que é armazenado desse estado
}
IDO[j]

#Histograma dos resíduos das regressões

library(nortest)

hist(regressao1$residuals)

#Estimações do modelo para o Rio Grande do Sul

setwd("C:/Users/Erik/Desktop/UFRGS 2017.1/TCC/R/PNAD Contínua")

load( "PNADCT 2017 01.rda" )

attach(x)

x_subset <- x[,c("uf", "vd4020", "v2007", "v2010")]

x_subset_naomit <- na.omit(x_subset)

x_subset_naomit_zeroomit <- x_subset_naomit[x_subset_naomit$vd4020>0,]

x.rs <- subset(x_subset_naomit_zeroomit,uf == 43)

attach(x.rs)

vd4020infla <- vd4020

x.rs <- cbind(x.rs, vd4020infla)

#Log da renda

```

```
x.rs$ln_renda <- log(x.rs$vd4020infla)

attach(x.rs)

#Variáveis dummy

#Gênero:

#Homem

homem <- vector()

for (i in 1:length(x.rs$v2007)){
  if (x.rs$v2007[i] == 1){homem[i] = 1} else {homem[i] = 0}
}

#Mulher

mulher <- vector()

for (i in 1:length(homem)){
  if (homem[i] == 1){mulher[i] = 0} else {mulher[i] = 1}
}

#Etnia:

#Branca

branca <- vector()

for (i in 1:length(x.rs$v2010)){
  if (x.rs$v2010[i] == 1){branca[i] = 1} else {branca[i] = 0}
}

#Não Branca

não_branca <- vector()

for (i in 1:length(branca)){
  if (branca[i] == 1){não_branca[i] = 0} else {não_branca[i] = 1}
}

# Insere-se as variáveis no x.rs

x.rs <- cbind(x.rs, mulher, homem, não_branca, branca)

gênero=mulher
```

```
etnia=não_branca  
attach(x.rs)  
# Regressão 1: Gênero + Etnia  
regressao1 <- lm(ln_renda ~ gênero + etnia)  
summary(regressao1)
```