

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL  
ESCOLA DE NEGÓCIOS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

WILLIAN BOSCHETTI ADAMCZYK

**DOIS ENSAIOS SOBRE A DESIGUALDADE  
DE OPORTUNIDADES NO BRASIL**

Porto Alegre

2017

WILLIAN BOSCHETTI ADAMCZYK

DOIS ENSAIOS SOBRE A DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NO BRASIL

Dissertação apresentada como requisito para a obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Adelar Fochezatto

Porto Alegre

2017

## Ficha Catalográfica

A197d Adamczyk, Willian Boschetti

Dois ensaios sobre a desigualdade de oportunidades no Brasil /  
Willian Boschetti Adamczyk . – 2017.

64 f.

Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em  
Economia do Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Adelar Fochezatto.

1. Igualdade de Oportunidades. 2. Desigualdade Regional. 3. Análise  
Espacial. I. Fochezatto, Adelar. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da PUCRS  
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

WILLIAN BOSCHETTI ADAMCZYK

DOIS ENSAIOS SOBRE A DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NO BRASIL

Dissertação apresentada como requisito para a obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em \_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ de 2017

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. Adelar Fochezatto (PPGE/PUCRS)  
Orientador

---

Prof. Dr. Izete Pengo Bagolin (PPGE/PUCRS)

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Jr. (PPGE/UFRGS)

Porto Alegre

2017

## **AGRADECIMENTOS**

Não há trabalho desta importância realizado sem a contribuição, direta ou indireta, de pessoas às quais os agradecimentos são devidos pela conquista do mestrado.

Primeiramente à minha família, aos meus pais Ricardo e Lucimar Adamczyk, que garantiram todas as condições para o desenvolvimento deste e de outros trabalhos. Aos meus avós, Afonso e Lourdes Boschetti, sempre rezando e apoiando todos os objetivos traçados. Por seu apoio, amor e carinho diário em todas as etapas do mestrado, agradeço à minha mais que namorada, Ana Sorgatto.

Agradeço ao orientador Professor Adelar Fochezatto, por todas as horas de conversas formais e informais, cujos conselhos e contribuições foram fundamentais para a realização deste estudo. Ao Professor Sabino da Silva Pôrto Jr. por ter introduzido e acompanhado as leituras de desigualdade e oportunidades.

Aos amigos e colegas José Martins dos Santos, Romilson Moreira e Daniela, Gustavo Frio, Paulo Hoeckel, Otávio Conceição, Denise Manfredini e Gabriela Fahl pelas excelentes parcerias de estudo e contribuição em pesquisas e projetos.

Por fim, aos professores Adalmir Marchetti, Augusto Alvim, Gustavo Moraes, Izete Bagolin, Marco Túlio Franca e à equipe do Programa de Pós-Graduação em Economia da PUCRS, Eduardo Rodrigues, Renata Santana e Janaína Marques.

## RESUMO

A presente dissertação é constituída de dois ensaios acerca das desigualdades de oportunidades no Brasil. Mensura-se um limite inferior da desigualdade de renda e de oportunidades a nível nacional e estadual no Brasil, evidenciando seus componentes eticamente aceitáveis e inaceitáveis. Aplicando a metodologia paramétrica de Ferreira e Gignoux (2011) aos dados da PNAD entre 2001 e 2014, o Ensaio I mostra a diminuição no índice de desigualdade de oportunidades (IOP) de 0,106 para 0,066, uma queda de 37,37% no período. Em comparação, a disparidade de renda, mensurada pelo índice MLD, caiu de 0,55 para 0,40, uma redução de 27,2%. Da queda na desigualdade total, 53% se deve à diminuição na parcela injusta da desigualdade, enquanto a parcela justa representa 47% da redução. O peso das circunstâncias da desigualdade de oportunidades manteve-se praticamente constante, com 58% para a informalidade do trabalhador, 27% para as diferenças de cor e 14% das diferenças de sexo. Comparando a renda dos grupos por circunstâncias, mostra-se que a renda média do grupo em maior desvantagem, “mulheres não brancas informais”, é de apenas 29,5% da renda do grupo em maior vantagem, “homens brancos formais”. Todavia, os grupos em maior desvantagem foram os que mais se beneficiaram do crescimento da renda. Entre os estados, Santa Catarina oferece o melhor índice de oportunidades, enquanto o Piauí ocupa a última posição. Ficou clara a desvantagem relativa da região Norte e Nordeste, regiões que apresentam sistematicamente os índices de desigualdade de oportunidades mais elevados. No Ensaio II, analisa-se especificamente o estado do Rio Grande do Sul no ano de 2010 utilizando-se os Índices de Desigualdade de Oportunidades Municipais (IOP-M) calculados por Figueiredo *et al.* (2013). Observa-se como os resultados estão distribuídos espacialmente no território do estado e a sua relação com variáveis produtivas. A análise LISA permitiu verificar a presença de efeitos de transbordamento do IOP-M de uma cidade para seus vizinhos. A formação de *clusters* espaciais mostra que as desigualdades injustas sofrem dependência espacial. Considerando exclusivamente a estrutura produtiva, o Princípio da Compensação de Roemer (1998) sugere que a regra alocativa de recursos públicos demandaria um direcionamento de recursos para as regiões com maiores IOP-M's e mais dependentes do serviço público e agricultura, enquanto os municípios com maior participação da indústria, comércio e serviços têm necessidades menores de compensação.

**Palavras-chave:** Igualdade de Oportunidades, Desigualdade Regional, Análise Espacial.

## ABSTRACT

The present dissertation is composed by two essays on inequality of opportunities in Brazil. It is measured the inferior bound of income inequality and opportunities inequality in Brazil, bringing evidences to its ethical and unethical components. Applying the parametric methodology developed by Ferreira and Gignoux (2011) to PNAD data between 2001 and 2014, the Essay I shows the reduction in the inequality of opportunities index (IOp) from 0,106 to 0,066, a drop of 37,37% in the period. In comparison, inequality of income measured by the MLD index decreased significantly from 0,55 to 0,40, a drop of 27,2%. This fall in total inequality is composed in 53% by a decrease in the unfair share of inequality, meanwhile, the fair share is responsible for 47% of the reduction. The weight of circumstances in inequality of opportunities remains nearly constant, with 58% corresponding to the informality of workers, 27% for differences in color, and 14% for differences in sex. Comparing the income of the circumstances groups, is showed that the mean income of the most disadvantaged group, “nonwhite informal women”, consists only in 29,5% the mean income of the most advantaged group, “white formal men”. However, the most disadvantaged groups were the ones that gained more with the growth of income. Amongst the states, Santa Catarina offers the best index of inequality of opportunities, meanwhile Piauí sits at the least position. It is clear the relative disadvantage of states in North and Northeast regions, presenting systematically the larger indexes of inequality of opportunity. The Essay II studies the inequality of opportunity in the state of Rio Grande do Sul in the year of 2010 using the Municipal Inequality of Opportunity Index (IOp-M) constructed by Figueiredo *et al.* (2013). The spatial distribution of the results is analyzed and its relations with productive variables. The LISA analysis allows to verify the presence of spillovers of IOp-M from a city to its neighbors. The formation of spatial clusters shows that unfair inequalities suffer from spatial dependence. Considering solely the productive structure, Roemer’s (1998) Compensation Principle suggests that the allocative rule of public resources demands a redirection of resources to regions with higher IOp-M’s which are more dependent on public sector and agriculture, meanwhile municipalities with higher industry, commerce, and services participation have lower compensational needs.

**Keywords:** Inequality of Opportunities, Regional Inequality, Spatial Analysis.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

### Ensaio I

|   |    |
|---|----|
| Tabela 1. Estatísticas descritivas das amostras da PNAD, Brasil, 2001 e 2014.....               | 23 |
| Gráfico 1. Índices de desigualdade de renda e de oportunidades, Brasil, 2001 a 2014.....        | 27 |
| Gráfico 2. Índices de desigualdade de oportunidades relativos, Brasil, 2001 a 2014 .....        | 27 |
| Gráfico 3. Importância relativa das circunstâncias para a desigualdade, Brasil, 2001 a 2014.... | 28 |
| Tabela 2. Perfis de Oportunidades, Brasil, 2001 e 2014.....                                     | 29 |
| Tabela 3. Ranking estadual dos índices de desigualdade de oportunidade, 2001 e 2014.....        | 31 |
| Figura 4. Mapas das oportunidades nos estados do Brasil, 2001 e 2014.....                       | 32 |

### Ensaio II

|  |    |
|--|----|
| Tabela 1. Estatísticas descritivas para o IOp-M dos municípios do Brasil e do RS, 2010.....                          | 46 |
| Tabela 2. Os 10 municípios com piores IOp-M do Rio Grande do Sul.....  | 47 |
| Tabela 3. Os 10 municípios com melhores IOp-M do Rio Grande do Sul.....  | 47 |
| Quadro 1. Estrutura produtiva e desigualdade de oportunidades nos municípios do Rio Grande do Sul, 2010.....         | 49 |
| Tabela 4. Escolha da matriz de contiguidade sem a presença do <i>outlier</i> .....                                   | 51 |
| Quadro 2. Igualdade de oportunidades e estrutura produtiva nos municípios do Rio Grande do Sul, 2010.....            | 52 |
| Quadro 3. <i>Clusters</i> espaciais entre IOp-M e estrutura produtiva dos municípios do Rio Grande do Sul, 2010..... | 55 |



## SUMÁRIO

|  |    |
|--|----|
| 1. APRESENTAÇÃO .....  | 10 |
| 2. <b>ENSAIO I – DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NO BRASIL:<br/>decomposição das fontes de injustiça entre 2001 e 2014</b> .....               | 11 |
| 2.1. INTRODUÇÃO .....  | 11 |
| 2.2. REVISÃO DA LITERATURA .....   | 13 |
| 2.2.1. <b>Histórica</b> .....  | 13 |
| 2.2.2. <b>Empírica</b> .....   | 15 |
| 2.3. METODOLOGIA .....   | 18 |
| 2.3.1. <b>Índices de Desigualdade de Oportunidades</b> .....   | 18 |
| 2.3.2. <b>Índices de Desigualdade</b> .....  | 20 |
| 2.3.3. <b>Decomposição dos Índices</b> .....   | 21 |
| 2.3.4. <b>Dados e Estatísticas descritivas</b> .....   | 22 |
| 2.4. RESULTADOS .....  | 25 |
| 2.4.1. <b>Desigualdades em nível nacional</b> .....  | 26 |
| 2.4.2. <b>Desigualdades em nível estadual</b> .....  | 30 |
| 2.4.3. <b>Discussão</b> .....  | 32 |
| 2.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....  | 36 |
| <b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS DO ENSAIO I</b> .....  | 37 |
| 3. <b>ENSAIO II – IGUALDADE DE OPORTUNIDADES E ESTRUTURA<br/>PRODUTIVA: uma análise exploratória espacial para o Rio Grande do Sul</b> ..... | 41 |
| 3.1. INTRODUÇÃO .....  | 41 |
| 3.2. A TEORIA DE IGUALDADE DE OPORTUNIDADES .....  | 42 |
| 3.3. METODOLOGIA .....   | 44 |
| 3.4. PADRÕES ESPACIAIS DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES .....  | 46 |
| 3.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....  | 56 |
| <b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS DO ENSAIO II</b> .....   | 58 |
| 4. <b>CONCLUSÃO GERAL</b> .....  | 60 |
| <b>APÊNDICE A</b> .....  | 62 |

## 1. APRESENTAÇÃO

A presente dissertação é constituída de dois ensaios acerca das desigualdades de oportunidades no Brasil. A partir da teoria de igualdade de oportunidades de Roemer (1998), entende-se que a desigualdade social e econômica pode decorrer de fatores que estão além da responsabilidade individual. Nem toda a diferença de rendimentos torna-se eticamente inaceitável por essa visão, sendo devidos aos indivíduos as recompensas por seus esforços. De acordo com este conceito de igualitarismo, faz-se necessária a identificação das fontes geradoras de desigualdades para descrever a justiça em uma sociedade.

O Ensaio I, intitulado “Desigualdade de Oportunidades no Brasil: decomposição das fontes de injustiça entre 2001 e 2014”, traz a evolução da desigualdade de renda e da desigualdade de oportunidades no Brasil e em seus estados. Através da decomposição das fontes de injustiça obtém-se estimativas base do grau de desigualdade de oportunidades presente na sociedade. A medida base representa um mínimo, um limite inferior da desigualdade de oportunidades existente no país, podendo ser representada como um indicador do *nível de desigualdade de oportunidade* ou também a *parcela de desigualdade de oportunidades* na desigualdade total.

O ensaio tem três objetivos. Primeiro, mensurar a desigualdade de renda e de oportunidades a nível nacional e estadual no Brasil, evidenciando seus componentes eticamente aceitáveis e eticamente inaceitáveis. Segundo, verificar a relação entre as variações em ambos os tipos de desigualdade. Terceiro, identificar as características dos indivíduos que influenciam injustamente a sua posição na sociedade. Em uma sociedade heterogênea em termos raciais, sexuais, culturais e regionais, pode-se assim contribuir para a discussão sobre quais grupos tiveram maiores ganhos e quais grupos ainda estão em situações de desvantagem relativa no processo de desenvolvimento econômico.

O Ensaio II, intitulado “Igualdade de Oportunidades e Estrutura Produtiva: uma análise exploratória espacial para o Rio Grande do Sul”, visa revelar através da análise de dependência espacial de Índices de Desigualdade de Oportunidade Municipal (IOP-M) o peso que as circunstâncias têm na determinação dos resultados expressos na dimensão da renda. Estes podem estar condicionados à inserção de um município em determinada estrutura produtiva regional. A composição do mercado de trabalho pode atuar como um fator circunstancial, limitando a realização de objetivos dos cidadãos e as recompensas merecidas por seus esforços.

## **2. ENSAIO I - DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NO BRASIL: decomposição das fontes de injustiça entre 2001 e 2014**

### **2.1. INTRODUÇÃO**

A análise da evolução da desigualdade de renda encontra justificativa em sua presença constante no debate público. As evidências empíricas mostram que “a falta de coesão social, o aumento da criminalidade, problemas de saúde, gravidez na adolescência, obesidade”, estão relacionadas ao aumento da desigualdade de renda (PICKETT e WILKINSON, 2009). Efeitos negativos são percebidos também sobre as instituições de um país, como a piora do desempenho econômico, instabilidade macroeconômica e menor sustentabilidade do crescimento (ATKINSON, 2015).

Por parte dos indivíduos, tais desigualdades de renda podem desencorajar o esforço, desperdiçando seu potencial. Nas palavras de Barack Obama, então presidente dos Estados Unidos, “acredito que este seja o desafio definitivo de nosso tempo: ter certeza de que a nossa economia funciona para cada americano<sup>1</sup> trabalhador”, sendo que “a crescente desigualdade e a falta de mobilidade de ascensão minam a crença em uma sociedade de classe média que tenha chances de melhorar de vida através do trabalho duro”.

A partir disto, procura-se debater a justiça dos processos de concentração de renda considerando suas fontes, um debate que culmina frequentemente na questão da equalização das oportunidades (ARNESON, 1989; COHEN, 1989). Esta visão preocupa-se que sejam oferecidas recompensas iguais para indivíduos que exerçam as mesmas atividades (ou esforços), independentemente de quais sejam as suas circunstâncias. Em oposição aos efeitos da desigualdade de renda, uma maior igualdade de oportunidades pode levar a um uso mais eficiente do capital humano e físico, aumentar a coesão social, e contribuir para o desenvolvimento sustentável (ROEMER, 1998).

Assim, este estudo tem três objetivos. Primeiro, mensurar a desigualdade de renda e de oportunidades a nível nacional e estadual no Brasil, evidenciando seus componentes eticamente aceitáveis e inaceitáveis. Segundo, verificar a relação entre as variações em ambos os tipos de desigualdade. Terceiro, identificar as características dos indivíduos que influenciam injustamente a sua posição na sociedade. Em uma sociedade heterogênea em termos raciais, sexuais, culturais e regionais, pode-se assim contribuir para a discussão sobre quais grupos

---

<sup>1</sup> Pode-se substituir “*American*”, no original, por “cidadão”, já que a premissa se aplica universalmente.

tiveram maiores ganhos e quais grupos ainda estão em situações de desvantagem relativa no processo de desenvolvimento econômico.

Para além das investigações entre nações, a análise a níveis subnacionais permite identificar como o processo gerador de desigualdades atua em cada unidade da federação, revelando padrões não identificáveis em análises agregadas. Sua decomposição gera dois produtos úteis para os formuladores de políticas públicas. O primeiro consiste na estimativa base do grau de desigualdade de oportunidades presente na sociedade, podendo ser representada como um indicador do *nível de desigualdade de oportunidades*. O segundo considera a *parcela de desigualdade de oportunidades* na desigualdade total. Se estimados repetidamente ao longo do tempo, esses indicadores podem oferecer diagnósticos úteis da evolução da distribuição de oportunidades nos países e estados (FERREIRA e GIGNOUX, 2011).

Encontra-se que a desigualdade total estimada, a partir dos dados da PNAD, exhibe uma redução entre os anos de 2001 e 2014, caindo de 0,55 para 0,40. Entretanto, aproximadamente 20% das desigualdades no Brasil se devem a fatores de injustiça, com uma tendência suave de queda, de 19,3% em 2001, para 16,3% em 2014. Da redução da desigualdade de renda, em 27,2%, 14,4% advém da queda de diferenças motivadas por circunstâncias, sendo os 12,8% restantes representados por uma queda das diferenças motivadas por fatores de esforço ou sorte. Assim, a redução da desigualdade implica em parte na redução dos componentes que consideramos injustos, assim como uma redução na desigualdade de componentes considerados justos.

Dos componentes considerados injustos, encontra-se que a formalização do trabalhador é o mais relevante, seguido por diferenças de cor e de sexo. Comparando a renda dos grupos por circunstâncias, mostra-se que a renda média do grupo em maior desvantagem, “mulheres não brancas informais”, é de apenas 29,5% da renda do grupo em maior vantagem, “homens brancos formais”. Entre os Estados, Santa Catarina oferece o melhor índice de oportunidades, enquanto o Piauí ocupa a última posição.

O presente estudo visa contribuir para a análise da desigualdade de oportunidades no Brasil, aumentando a compreensão dos mecanismos econômicos e institucionais influentes e informando governantes de ações públicas destinadas a compensar por desvantagens de circunstâncias, eliminar armadilhas de pobreza e promover o desenvolvimento.

Após a seção introdutória, a seção dois traz a revisão de literatura histórica e empírica. A seção três exhibe a metodologia empregada. A seção quatro apresenta e discute os resultados. A seção cinco apresenta as considerações finais.

## 2.2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.2.1. Histórica

O século XX viu avanços substanciais nos debates acadêmicos sobre a desigualdade de renda. As metodologias de mensuração beneficiaram-se primeiramente do trabalho de Gini (1912), que permitiu a sua quantificação empírica e síntese em um índice, possibilitando a comparação dos níveis de desigualdade entre países e sua evolução ao longo do tempo. Amplamente empregadas, essas medidas ficaram conhecidas como Índice de Gini.

A partir de Kuznets (1955), acreditou-se na dependência da distribuição de renda do nível de desenvolvimento de um país, assumindo-se um automatismo na redução da desigualdade com a transição do país para níveis de desenvolvimento econômico mais elevados. Forças, como a liberdade de oportunidade individuais, tenderiam a contrabalançar os efeitos de uma desigualdade de renda crescente.

O efeito do trabalho de Kuznets (1955) sobre o pensamento econômico por muito tempo mitigou a importância das fortunas ou de indústrias herdadas, considerando que raramente os empresários de uma geração fossem os filhos de grandes empresários da geração passada. Mais recentemente, Piketty (2014) mostra que o grupo de herdeiros não é insignificante, ou “raro” como se dizia. Mazumder (2005) mostra que a correlação entre a renda de uma geração e a seguinte pode chegar a 0,6 nos Estados Unidos, maior do que há muito se pensava, levantando dúvidas acerca da efetiva mobilidade econômica e a tendência natural de equalização das rendas.

Na formulação de *A Theory of Justice*, Rawls (1971) sistematiza uma resposta ao nível de desigualdade que uma sociedade pode tolerar de um ponto de vista normativo, afirmando que o crescimento econômico tem papel importante no bem-estar, desde que condicionado a princípios que garantam a justa redistribuição da renda na sociedade. Postula-se que não há sentido pensar em uma plena igualdade com baixo nível de produto, ou seja, uma igualdade na pobreza, mas deve-se considerar a eficiência econômica ao passo que se incorporam preocupações distributivas (SWIFT, 2005).

A construção de Rawls (1971) é uma tentativa de obter uma compreensão da natureza e objetivos de uma sociedade idealmente justa, mas que não é isenta a críticas. Para Sen (2011), uma teoria de justiça não deve ser transcendental, mas precisa servir como base para argumentação pública racional e domínio prático na remoção de injustiças. Essa visão deve incorporar a pluralidade de concepções de bem-estar, pensando a igualdade em múltiplas dimensões, não se limitando à esfera da renda.

A manifestação da multidimensionalidade impõe a necessidade de uma perfeita identificação da dimensão de desigualdade que tratamos. Para além da renda individual, ou familiar, existem teorias que definem a igualdade em termos de bens primários (RAWLS, 1971), de liberdade formal (NOZICK, 1974), de *capabilities* (SEN, 1992), de oportunidades (FLEURBAEY, 1995; ROEMER, 1998), entre outras.

A ideia de justiça distributiva ganha novos contornos com a introdução de um elemento de responsabilidade, que na sugestão de Dworkin (1981), cria uma dualidade entre as escolhas livres e autônomas, e aqueles elementos determinantes da renda sob os quais os indivíduos tem poder de ação limitado ou nulo. Arneson (1989) e Cohen (1989), traçam a separação entre o componente justo da desigualdade, advindo das escolhas autônomas, e o componente de injustiça. A abordagem ficou conhecida, nas palavras de Fleurbaey (1995), como *responsibility sensitive egalitarianism*.

Em paralelo, a teoria de igualdade de oportunidades de Roemer (1998), propôs um modo operacional para quantificar o grau de igualdade de oportunidades em uma sociedade, sendo implementado em estudos empíricos posteriores. Dentre os cidadãos de qualquer democracia avançada, encontram-se indivíduos com uma gama de visões do que é suficiente para igualar oportunidades, da não discriminação de um lado até a total provisão de bens e serviços para a correção de desigualdades. Comum a todas essas visões, está a noção de responsabilidade de que um indivíduo, através de um papel ativo, tem na conquista de educação, saúde, emprego, renda, até mesmo de utilidade ou bem-estar.

Assim, a teoria da igualdade de oportunidades não é em essência transcendental, admitindo o papel da razão pública em debater quais circunstâncias são aceitáveis ou reprováveis em uma sociedade em particular. Um conceito de justiça não precisa ser determinado universalmente, indiferentemente das preferências por justiça que os participantes de uma sociedade carregam. Pode-se 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.

Na leitura de Almás *et al.* (2011), as desigualdades que são vistas como justas advém do número de horas trabalhadas ou nível educacional, enquanto as injustas são provenientes de fatores de raça, gênero, renda e escolaridade dos pais. Os atributos injustos são aqueles que influenciam na determinação dos resultados almejados pelos indivíduos, sobre os quais eles possuem limitado ou nenhum poder de mudança através de escolhas próprias.

A ética da igualdade de oportunidades implica em um desejo de equalizar algum atributo de circunstâncias, mantendo os indivíduos responsáveis pelo que acontece posteriormente. Popularmente, os autores empregam a metáfora de “aplainar o campo”: políticas de igualdade de oportunidades devem criar um campo nivelado, após o qual cada indivíduo é merecedor de seu desfecho. Assim, os resultados finais refletirão o esforço individual, sendo um resultado eticamente aceitável, além de um componente de sorte (ROEMER, 2002).

A questão da sorte é um ponto de debate na teoria. Devemos considerar a sorte como justa ou injusta? Segundo Swift (2005), a igualdade de oportunidades não requer compensação por diferenciais de sorte, do tipo que é constitutiva do indivíduo. Requer-se apenas a remoção de barreiras que impeçam as pessoas de competirem em termos iguais. Essa concepção de igualdade de oportunidades aplica-se também ao merecimento de recompensas desiguais pelo exercício de atributos adquiridos por meio da sorte, como talento ou habilidades inerentes ao indivíduo.

Com a construção de índices para a desigualdade de oportunidades, a literatura permite identificar fontes de desigualdades justas, como oriundas do esforço, e também as desigualdades injustas, oriundas de circunstâncias. Nesse contexto, a teoria da Igualdade de Oportunidades proposta por Roemer (1998) provê o significado normativo da abordagem empírica.

### **2.2.2. Empírica**

A estimação de Índices de Desigualdade de Oportunidade (IOp) busca capturar o peso que as circunstâncias têm na definição dos resultados, podendo ser calculados a nível nacional, regional ou municipal. Esta forma de mensuração da desigualdade permite diversas interpretações do que seria uma distribuição de renda justa.

Os métodos de mensuração dividem-se em abordagens *ex-ante* e *ex-post*. Por *ex-ante*, entende-se que a igualdade de oportunidades é obtida quando as circunstâncias não importam para o resultado. A abordagem *ex-post* observa o esforço e presume que a igualdade é atingida quando todas as pessoas que exercem o mesmo grau de esforço obtêm o mesmo resultado, independentemente das circunstâncias. Fleurbaey e Peragine (2013) colocam que as duas abordagens são incompatíveis.

Checchi e Peragine (2010) aplicam ambas abordagens para mensurar a desigualdade de oportunidades na Itália. Os autores encontram que a desigualdade de oportunidades no país responde por um terço da desigualdade total, sendo as regiões do Sul mais afetadas por

disparidades, sofrendo maior incidência de desigualdade quando desagregada por gênero. As regiões do Sul apresentam o pior resultado por combinarem um menor nível de desenvolvimento, com uma renda *per capita* inferior ao resto do país acompanhada de uma elevada desigualdade total. Assim, na Itália a desigualdade de oportunidades relativa varia entre 14,78%, *ex-ante*, e 19,5%, *ex-post*.

Aplicando as metodologias paramétrica e não paramétrica, Marrero e Rodriguez (2011) encontram que os diferentes métodos mostram estimativas muito próximas quando os pesos das circunstâncias são equivalentes, mas tendem a divergir com a desproporção relativa dos pesos de uma circunstância frente a outra. Os autores relaxam também a suposição comumente usada na estimação paramétrica, de ortogonalidade entre fatores circunstanciais e de esforço.

Para os Estados Unidos, os autores encontram que a correlação entre circunstâncias e esforço podem representar entre 5 e 20% do índice de desigualdade. Considerando apenas raça e educação dos pais, os autores encontraram que a primeira responde por 50 a 60% das diferenças de renda entre 1969 e 1985, caindo para modestos 10% em 2007. Por outro lado, a contribuição da educação dos pais para a desigualdade aumentou de 40% em 1969 para 60% em 2007. Através da decomposição de Shapley, o componente de esforço respondia por cerca de 93% da desigualdade total, enquanto 7% se devia às circunstâncias, em 1973. Apesar das oscilações ao longo do período, com as circunstâncias chegando a atingir 10% no final dos anos 80, seu papel caiu para 4% em 2007. Desse valor, o efeito da educação dos pais é responsável por 60%, a raça entre 5% a 10%, e os efeitos cruzados por 35%.

Tendo como foco os países árabes, Hassine (2011) estimou que as desigualdades de oportunidade no Egito se revelaram estáveis enquanto as disparidades de ganhos no mercado de trabalho se ampliaram. Assim, a autora observou um declínio na desigualdade de oportunidades relativa, com a contribuição das circunstâncias declinando de 22% em 1988 para 15% em 2006. Apesar da queda no índice relativo, o país continuou a exibir desigualdades de oportunidades substanciais, entre 11 e 20%, com a queda aparente advinda do aumento da desigualdade total. A contribuição do emprego do pai e da mãe para a desigualdade de ganhos é tão importante quanto qualquer outra circunstância para as mulheres, mas menos relevante para os homens. A desigualdade de oportunidade relativa a educação do pai declinou de 6% em 1988 para 4% em 2006 (HASSINE, 2011, p. 291).

Almås *et al.* (2011) observaram discrepâncias de resultados entre o Gini tradicional e o Gini injusto, mostrando que uma redução do índice de Gini da renda não resultou em uma redução da desigualdade de oportunidades na Noruega entre os anos de 1986 e 2005. Em sua



análise para o Brasil, Annegues *et al.* (2015) também encontram divergências entre as tendências da desigualdade mensuradas da forma tradicional e de oportunidades para o Brasil. Os autores calcularam índices de entropia entre 1995 e 2009, encontrando uma estabilidade na desigualdade de oportunidades no país, condicionada à fatores de esforço, em torno de 0,19 com o método paramétrico, e 0,21 com o método não paramétrico.

Em uma comparação entre os países da América Latina, Ferreira e Gignoux (2011) melhor elaboram o método paramétrico. Para o Brasil, os autores empregaram os dados da PNAD 1996, aplicando a estimação paramétrica e o índice de Desvio Logaritmo Médio (MLD). A desigualdade total dos ganhos no país representa 0,617 da desigualdade total, enquanto as oportunidades divergem em 0,215. Dos sete países analisados, a Guatemala se mostrou a mais desigual, com um índice de 0,23 para oportunidades. Em termos relativos, o Brasil lidera com 0,349 da desigualdade de oportunidades relativas a desigualdade total. Com o mesmo método e estrato da PNAD 1996, Bourguignon *et al.* (2007) estimaram que 23% da desigualdade de ganhos entre os homens brasileiros em áreas urbanas pode ser atribuída às oportunidades desiguais.

Em uma abordagem semelhante, Cogneau e Gignoux (2009) decompuseram a desigualdade de renda total em quatro circunstâncias analisando a variação ao longo de duas décadas para o Brasil. Os autores utilizaram as amostras das PNADS de 1976, 1982, 1988 e 1996, por conterem informações sobre as condições socioeconômicas parentais. Verificaram que a desigualdade de renda e de oportunidades tiveram comportamento histórico similar, atingindo seus máximos no final dos anos 1980, período de pico de hiperinflação. Em 1988, a desigualdade total apresentava um índice de Theil de 0,772, e de oportunidades de 0,239. Até 1996, ambas mostraram um declínio, para 0,719 e 0,173 respectivamente, retornando a um nível próximo do verificado em 1976. Devido a um aumento na desigualdade total no período, apesar dos níveis de desigualdade de oportunidade terem permanecido estáveis, a parcela da desigualdade de oportunidades caiu de meados dos anos 70 a meados de 1990.

O acesso assimétrico à educação é apontado como um dos principais canais explicativo dos efeitos das circunstâncias, como o *background* familiar, nos resultados das rendas do mercado de trabalho. Assim, os autores consideram que políticas educacionais podem ser a principal esfera de intervenção pública para promover a igualdade, dado que as mudanças educacionais contribuíram para o aumento (nos anos 1980) e a subsequente queda (anos 1990) da desigualdade de oportunidades. Além disso, mudanças na mobilidade educacional

intergeracional ficaram limitadas ao período e não afetaram significativamente a desigualdade de ganhos.

Alternativamente ao método de IOp empregado neste trabalho, uma linha de pesquisas se desenvolve com a aplicação do *Human Opportunity Index* (HOI). Segundo Dill e Gonçalves (2012), o IOH avalia as oportunidades como o acesso da população a serviços que são considerados básicos e universais, como o acesso à energia, à água, ao saneamento e à escola. A não disponibilidade desses serviços a um grupo específico denota uma fonte de injustiça derivada das circunstâncias. A aplicação dessa classe de métodos foge ao escopo deste trabalho, mas pode ser encontrada em Barros *et al.* (2009), e em Lima e Bagolin (2016).

Assim, a próxima seção detalha a metodologia aplicada para a mensuração dos índices de oportunidades (IOp Absoluto e Relativo), dos índices de desigualdade de renda (MLD), assim como a sua decomposição da importância relativa das circunstâncias.

## 2.3. METODOLOGIA

### 2.3.1. Índices de Desigualdade de Oportunidades

Emprega-se o método de estimação paramétrica por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), de Ferreira e Gignoux (2011), considerando a variável dependente contínua (renda), condicional a um conjunto de circunstâncias binárias (sexo, cor e formalização do trabalhador).

A mensuração dos Índices de Desigualdade de Oportunidade (IOp) possui duas metodologias distintas, uma *ex-ante*, e outra, *ex-post* (FLEURBAEY e PERAGINE, 2013). Juárez e Soloaga (2014) afirmam que, conceitualmente, ambas abordagens são igualmente válidas, sendo difícil de conciliar uma à outra. Porém, a abordagem *ex-ante* é menos restritiva por não requerer estimativas de esforço, geralmente um componente não observável, necessitando apenas da definição de variáveis de circunstâncias. Em linha com Bourguignon *et al.* (2007) e Ferreira e Gignoux (2011), foca-se no desenvolvimento da abordagem *ex-ante*, estimando a seguinte relação:

$$y = g(\mathbf{e}, \mathbf{C}) \quad (1)$$

em que  $y$  contém os resultados,  $\mathbf{C}$  é a matriz de circunstâncias, e  $\mathbf{e}$  contém os componentes de esforço. Por sua vez,  $\hat{y}$  representa o vetor de resultados condicionais estimados. Em linha com Checci e Peragine (2010), assume-se que: a) a função  $g$  é monotonicamente crescente para o esforço ( $\mathbf{e}$ ), e idêntica para todos os indivíduos; b) a distribuição condicional do esforço é independente das circunstâncias. Na abordagem de MQO, a segunda suposição evita que a

relação com o termo de erro, contendo elementos de esforço e aleatoriedade, esteja viesando os parâmetros de circunstâncias estimados.

Aos valores de  $\hat{y}$ , ajustados a partir da estimação de (1), constrói-se um índice que mensura a desigualdade ( $\theta_a$ ), conforme a expressão (2):

$$\theta_a = I(\hat{y}) \quad (2)$$

A melhor escolha do índice da medida de desigualdade depende das propriedades de análise que atendem o propósito da pesquisa, justificados na próxima subseção. A desigualdade capturada pelo índice aplicado deriva exclusivamente da variância em  $\hat{y}$  causada pelas circunstâncias especificadas na matriz **C**. Este índice é conhecido como IOp Absoluto. A divisão da desigualdade absoluta obtida a partir de  $\hat{y}$  pela verdadeira desigualdade da amostra  $y$  resulta em uma medida relativa da desigualdade de oportunidades ( $\theta_r$ ):

$$\theta_r = \frac{I(\hat{y})}{I(y)} \quad (3)$$

A desigualdade de oportunidades relativa, chamada de IOp Relativo, pode ser obtido quando  $I(.)$  é equivalentemente definida para  $\hat{y}$  e  $y$ . Assim, podemos obter a medida relativa quando a variável de resultados for contínua e  $\hat{y}$  nos oferecer a distribuição estimada.

Deve-se fazer algumas considerações acerca desse procedimento metodológico. A estimação de (1) pode ser feita tanto por métodos não-paramétricos (CHECCHI e PERAGINE, 2010), quanto paramétricos (BOURGUIGNON *et al.*, 2007). 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 (FERREIRA e GIGNOUX, 2011; ANNEGUES *et al.*, 2015).

Uma segunda limitação diz respeito à escolha do conjunto de oportunidades. Para se obter o valor exato da desigualdade de oportunidades, é preciso incluir todas as variáveis de circunstâncias relevantes para a determinação de renda. Segundo Ferreira e Gignoux (2011), é extremamente improvável e construir um banco de dados com todas as circunstâncias que influenciam a renda em uma sociedade. Dentre as circunstâncias omitidas que podem ser relevantes podem estar a educação e renda dos pais, ou a habilidade inata e talento individuais.

Assim, está-se interessado na estimação de um valor base, avaliando o limite inferior de desigualdade de oportunidades em uma sociedade. Também por esta razão, emprega-se o método paramétrico que avalia a renda condicional às variáveis de sexo, cor e formalização no mercado de trabalho. A inclusão de outras variáveis de circunstâncias não diminuem o valor da desigualdade, aumentando-a quando as variáveis não forem ortogonais aos resultados, estando sua inclusão sujeita a interpretação do que pode ou não ser considerado como uma fonte de injustiça à luz das teorias de oportunidades.

### 2.3.2. Índices de Desigualdade

A partir da estimação da distribuição em (1), sintetiza-se os componentes de injustiça com a aplicação de um índice de desigualdade. O Desvio Logaritmo Médio (*Mean Log Deviation*, ou MLD) é a única medida que satisfaz todas as propriedades necessárias, sendo empregado pela maior parte dos autores que estimaram oportunidades (BRUNORI, 2016). De acordo com Ferreira e Gignoux (2011), a medida de desigualdade escolhida precisa satisfazer as propriedades de decomponibilidade, *path independence* e transferência de Pigou-Dalton.

A propriedade da decomponibilidade garante que o valor de um índice calculado para o total da população é exatamente igual à soma dos índices calculados intra e entre os grupos. Requer-se também que o índice seja *path independent*, ou seja, que a decomposição ofereça os mesmos resultados para uma abordagem direta ou residual, sendo invariante se a desigualdade intra grupos é eliminada primeiro e a desigualdade entre grupos computada depois, ou o inverso. A terceira propriedade de satisfação da transferência de Pigou-Dalton implica que transferências de renda dos mais ricos para os mais pobres diminuem o valor calculado do índice de desigualdade.

O índice MLD é parte da abordagem informacional para mensuração da desigualdade de Theil (1967), pertencendo a uma ampla classe de medidas de desigualdade comumente utilizadas (COWELL, 2003). Considera-se que a probabilidade de ocorrência de um evento é inversamente proporcional ao seu valor informacional. Na aplicação à distribuição de renda, a probabilidade é substituída pela informação da renda pertencente a cada indivíduo. O índice assume o valor zero quando todos possuem a mesma renda e valores positivos de acordo com a maior desigualdade das rendas.

Cowell (2003) postula uma fórmula geral que define uma família de medidas de Entropia Generalizada, dada por:

$$I_{GE}^{\alpha}(F) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \int \left[ \left[ \frac{x}{\mu(F)} \right]^{\alpha} - 1 \right] dF(x) \quad (4)$$

em que:  $x$  representa a renda,  $\mu(F)$  denota a média da função de distribuição  $F$  e  $F(x)$  representa a proporção da população com rendas menores ou iguais a  $x$ . O parâmetro  $\alpha \in (-\infty, +\infty)$  e captura a sensibilidade distributiva. Para um  $\alpha$  grande e positivo, o índice se torna mais sensível às mudanças de distribuição que afetem a cauda superior, enquanto um  $\alpha$  negativo implica maior sensibilidade às mudanças na distribuição da cauda inferior. Os casos de interesse são aqueles em que  $\alpha \rightarrow 1$ , obtendo-se o índice Theil-T; e aqueles em que  $\alpha \rightarrow 0$ , o Desvio Logaritmo Médio (MLD).

### 2.3.3. Decomposição dos índices

Busca-se decompor os índices de desigualdade de oportunidades a fim de verificar a importância relativa de cada circunstância, entendida como a quantificação da contribuição de um regressor individual para o modelo de regressão múltipla estimado. Ferreira e Gignoux (2014) afirmam que a decomposição pode oferecer uma ideia de importância relativa, mas advertem que não deve ser vista como uma relação causal. Muitas das circunstâncias podem estar correlacionadas, assim, os coeficientes sofreriam de multicolinearidade, o que por sua vez representa um problema para a decomposição, mas não para as estimativas pontuais de desigualdade de oportunidades.

Segundo Grömping (2006), a dificuldade na decomposição do  $R^2$  com regressores correlacionados reside no fato de que cada ordem dos regressores podem gerar uma decomposição diferente do modelo de soma dos quadrados. A medida “LMG”, proposta por Lindeman *et al.* (1980), resolve esse problema ao decompor o  $R^2$  em contribuições não negativas, que quando somadas se equivalem ao  $R^2$  total, através da média da soma sequencial dos quadrados entre todas as ordenações possíveis dos regressores.

A medida LMG é dada por:

$$LMG(x_k) = \frac{1}{p!} \sum_{r \text{ permutation}} seqR^2(\{x_k\}|r) \quad (5)$$

em que:  $r$  denota a  $r$ -permutação, com  $r = 1, \dots, p!$ , e  $seqR^2(\{x_k\}|r)$  é a soma sequencial dos quadrados para o regressor  $x_k$  no ordenamento dos regressores na  $r$ -ésima permutação. Por exemplo, emprega-se 3 regressores de circunstâncias ( $p = 3$ ), há seis ordenamentos ( $3! = 3 \times 2 \times 1 = 6$ ) e seis estimações diferentes para cada variável explicativa. A importância relativa de cada variável será dada pela média das seis estimativas. Bi (2012) adverte que obter as médias por

ordenamentos é computacionalmente intensivo, tornando-se inviável com um elevado número de regressores, a exemplo de 30 ou mais regressores.

Em resumo, o procedimento consiste na estimação de uma distribuição de renda condicional às circunstâncias (sexo, cor e formalização), aplicando-se o índice de desigualdade MLD a fim de verificar a desigualdade de oportunidades. A distribuição estimada ainda é decomposta de acordo com cada circunstância para a verificação da importância relativa a partir do método LMG. A subseção seguinte apresenta e discute as estatísticas descritivas dos dados da PNAD usados nesta pesquisa.

#### **2.3.4. Dados e Estatísticas descritivas**

A renda é utilizada como variável de resultado na análise por ser um preditor poderoso de outros resultados como saúde, emprego, habitação, formação familiar, entre outros. De acordo com Fishkin (2014), a renda é considerada um “bem-instrumental”, ou seja, pode ser facilmente convertida em outros bens, incluindo aqueles que promovem a igualdade de oportunidades, como a educação. Em comunhão com a visão de Reeves e Sawhill (2014), deve-se deixar claro que o foco na dimensão monetária não implica que apenas a renda interessa, mas, a partir de evidências de que a renda está diretamente correlacionada com os outros bens, provê uma medida concreta, robusta e comparável.

Para o presente estudo, empregam-se as bases de dados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) entre os anos de 2001 e 2014, a exceção do ano de 2010. Para este ano, quando necessário, as informações são calculadas como a média entre 2009 e 2011. São considerados apenas os indivíduos com renda diferente de zero e em idade economicamente ativa, entre 18 e 65 anos. Assim, as amostras nacionais variam entre 130 e 150 mil observações por ano. A tabela 1 mostra as estatísticas descritivas da PNAD nacional dos anos 2001 e 2014, contemplando as informações relativas à renda, e quantidade de indivíduos por faixa etária, cor, sexo e trabalhadores formais na amostra.

As estatísticas descritivas mostram que a renda média mensal individual aumentou em termos nominais, passando de R\$ 593,70 em 2001, para R\$ 1.738,00 em 2014. O aumento também é relevante em termos reais. Reajustada a preços de 2014, a renda de 2001 se equivale a R\$ 1.420,20. Isso implica um aumento em termos reais, com a renda de 2001 correspondendo a 82% da renda de 2014.

Analisando a idade dos participantes da amostra, nota-se o aumento da proporção nos estratos etários finais, concomitante a uma redução entre os estratos iniciais. Esse processo é

típico de um país em fase avançada da transição demográfica, com o aumento do número de idosos em relação aos jovens.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das amostras da PNAD, Brasil, 2001 e 2014.

| Variável         | Categoria                  | 2001     | 2014     |
|------------------|----------------------------|----------|----------|
| Renda            | Média Mensal Nominal       | 593,70   | 1.738,00 |
|                  | Média Mensal Real          | 1.420,70 | 1.738,00 |
| Faixa Etária     | 18-24                      | 20,21%   | 15,48%   |
|                  | 25-31                      | 21,33%   | 19,45%   |
|                  | 32-38                      | 20,80%   | 20,42%   |
|                  | 39-45                      | 17,73%   | 17,90%   |
|                  | 46-52                      | 12,25%   | 15,25%   |
|                  | 53-60                      | 7,68%    | 11,50%   |
| Cor              | Branco e Amarelos          | 51,97%   | 43,52%   |
|                  | Negros, Pardos e Indígenas | 48,03%   | 56,48%   |
| Sexo             | Feminino                   | 39,59%   | 42,47%   |
|                  | Masculino                  | 60,41%   | 57,26%   |
| Trabalho         | Trabalhadores Formais      | 49,82%   | 58,20%   |
|                  | Trabalhadores Informais    | 50,18%   | 41,80%   |
| Tamanho Amostral |                            | 134.178  | 147.077  |

Fonte: Elaboração própria.

A quantidade de trabalhadores formais e informais<sup>2</sup> mostra que o cenário da informalidade no mercado de trabalho se inverte no período analisado. Os trabalhadores formais representam 49,82% do total em 2001, aumentando para 58,2% em 2014. A informalidade é considerada como uma circunstância pois captura condições regionais do mercado de trabalho. Pode-se argumentar que o indivíduo possui a opção de migrar ou de aderir ao trabalho formal. Considera-se aqui que essas opções são limitadas para os indivíduos que se encontram em situações de desvantagem na sociedade. Ambas opções dependem de maiores níveis de renda e escolaridade, assim, trabalhadores na condição da informalidade podem ser vistos como presos em uma situação de “armadilha”, sem a opção substantiva da migração ou mudança de emprego.

Os índices de informalidade tendem a ser maiores nos estados do Norte e Nordeste, exibindo uma relação direta entre renda per capita do estado e informalidade. Assim, os estados

<sup>2</sup> Trabalhador Formal se refere às seguintes categorias de trabalhadores: Empregado com carteira de trabalho assinada, militar, funcionário público estatutário, doméstico com carteira de trabalho assinada e empregador. Trabalhador Informal se refere às seguintes categorias de trabalhadores: outro empregado sem carteira de trabalho assinada, doméstico sem carteira de trabalho assinada, conta própria, produção para o próprio consumo, construção para o próprio uso, não remunerado e não aplicável.

do Sul, Sudeste e Centro-Oeste são os que oferecem maiores quantidades de trabalho formal, apresentando também a maior renda per capita.

Os homens predominam na amostra selecionada, representando 60,41% em 2001 e 57,26% em 2014. A proporção pode ser menor no período mais recente devido ao aumento na presença de mulheres no mercado de trabalho, permanecendo assim após a retirada dos indivíduos com renda zero. A proporção de indivíduos autodeclarados Negros, Pardos e Indígenas também mostra um aumento, de 48,03% em 2001, para 56,48% em 2014. Brancos e Amarelos foram agrupados na categoria “Brancos” por possuírem perfis de renda e escolaridade semelhantes.

A partir destas informações investiga-se o papel explicativo da formalização do trabalhador, o sexo e a cor como circunstâncias para as diferenças de renda na sociedade brasileira. O objetivo é mensurar a desigualdade de renda condicional às circunstâncias, identificando qual parte da desigualdade pode ser considerada justa ou injusta de um ponto de vista normativo da teoria de igualdade de oportunidades. Os índices mensurados expressam o limite inferior da desigualdade, devido à impossibilidade de captar todas as circunstâncias que constituem fontes de injustiça, e a subestimação da desigualdade por questões metodológicas do emprego da PNAD.

Segundo estimativas para o Estados Unidos, a mobilidade de renda entre pais e filhos oscila entre 0,2 e 0,4, tendo se mantido estável ao longo das últimas duas décadas (SOLON, 1992; LEE e SOLON, 2009). Internacionalmente, a contribuição das características dos pais pode representar cerca de 15% da desigualdade de oportunidades (FERREIRA e GIGNOUX, 2011; MARTINEZ *et al.*, 2015). Ressalva-se assim a omissão de um fator potencialmente explicativo das disparidades: o *background* familiar. Não está disponível uma base de dados a nível nacional que contenha informações acerca da escolaridade e renda dos pais que nos permita verificar a dependência desses fatores. Uma exceção é o estrato da PNAD de 1996, distante do período de análise e que pode não representar a mobilidade verificada no período estudado.

O *background* familiar levanta questões de mobilidade intergeracional relevantes para a estimação de desigualdade de oportunidades, pois considera-se que, em alguns casos, a família consiste em uma fonte de desigualdade injusta. Ainda assim, é acirrado o debate sobre que influência dos pais deve ser considerada injusta. Por limitação da base de dados, incorpora-se os fatores parentais ao componente de sorte.



O estrato selecionado dos indivíduos em idade economicamente ativa pode implicar em menor desigualdade do que se considerada a estimação com toda a amostra, já que indivíduos em idades avançadas costumam apresentar uma menor capacidade de aquisição de renda. É reconhecido também na literatura nacional e internacional que a desigualdade de renda medida a partir de pesquisas domiciliares pode subestimar a verdadeira desigualdade de renda, pois o questionário é incapaz de captar adequadamente a renda dos estratos superiores, não obstante, permanecendo sensível às rendas inferiores (MEDEIROS *et al.*, 2015a; HOFFMANN e NEY, 2008). Ainda assim, essa subestimação é posta em dúvida por Barros *et al.* (2006). Desta forma, obtém-se as estimativas do limite inferior da desigualdade de renda total.

A busca por estimativas de limite inferior da desigualdade de oportunidades encontra suporte na literatura e é empregada em grande parte dos estudos. Roemer (2006) enfrenta os questionamentos acerca de que fatores deve-se considerar como circunstâncias, mostrando aplicações de políticas que, mesmo adotando uma posição conservadora na escolha de poucas circunstâncias, produzem recomendações de políticas que são fortemente compensatórias. Assim, o presente estudo opta por estimar os índices de oportunidades a partir de três fontes de discriminação salarial: sexo, raça e formalização do trabalho.

A seção seguinte traz as estimativas obtidas para a desigualdade total e de oportunidades a nível nacional, detalhando-se a importância relativa de cada circunstância. No que segue, analisa-se a evolução da desigualdade, seus componentes e cenário dos Estados brasileiros.

## 2.4. RESULTADOS

A exposição dos resultados é dividida entre resultados nacionais e estaduais. Primeiramente, estima-se o grau de desigualdade de oportunidades presente na sociedade brasileira, mostrando a evolução entre os anos de 2001 e 2014. Identifica-se também a importância relativa de cada circunstância como fonte de injustiça.

Desta forma, analisa-se os níveis de vantagem média para cada grupo, sendo possível ranquear os grupos de indivíduos com circunstâncias em comum (*types*, no original), do menos para o mais favorecido, criando um *perfil de oportunidades da sociedade (Opportunity Profile)*. O perfil permite a identificação das características individuais de quem está no topo e de quem está no piso da distribuição dos resultados.

Posteriormente, estima-se os índices de desigualdade de oportunidade para todos os estados brasileiros, ranqueando-os de acordo com suas posições relativas no ano inicial e final de nossas amostras. Por fim, discute-se os resultados à luz da teoria econômica.

#### 2.4.1. Desigualdades em nível nacional

Os índices de desigualdade estimados empregam o Desvio Logaritmo Médio (MLD) e são diretamente comparáveis. Os índices assumem valor 0 na hipótese de que todas as rendas são igualmente distribuídas entre os indivíduos de uma sociedade. À medida que a distribuição se torna mais concentrada em torno de um grupo ou de um indivíduo, o valor desse índice torna-se maior. Ao contrário do índice de Gini, que varia de 0 a 1, o índice MLD não possui um valor limite superior.

Constrói-se uma medida de desigualdade total (Índice de Desigualdade de Renda Total) e duas medidas de desigualdade de oportunidades (Índice de Desigualdade de Oportunidades). O primeiro, índice de desigualdade de oportunidades (IOp Absoluto), pode ser interpretado como um indicador do *nível de desigualdade de oportunidade*. O segundo é um índice de desigualdade relativo e representa a *parcela de desigualdade de oportunidades na desigualdade total* (IOp Relativo).

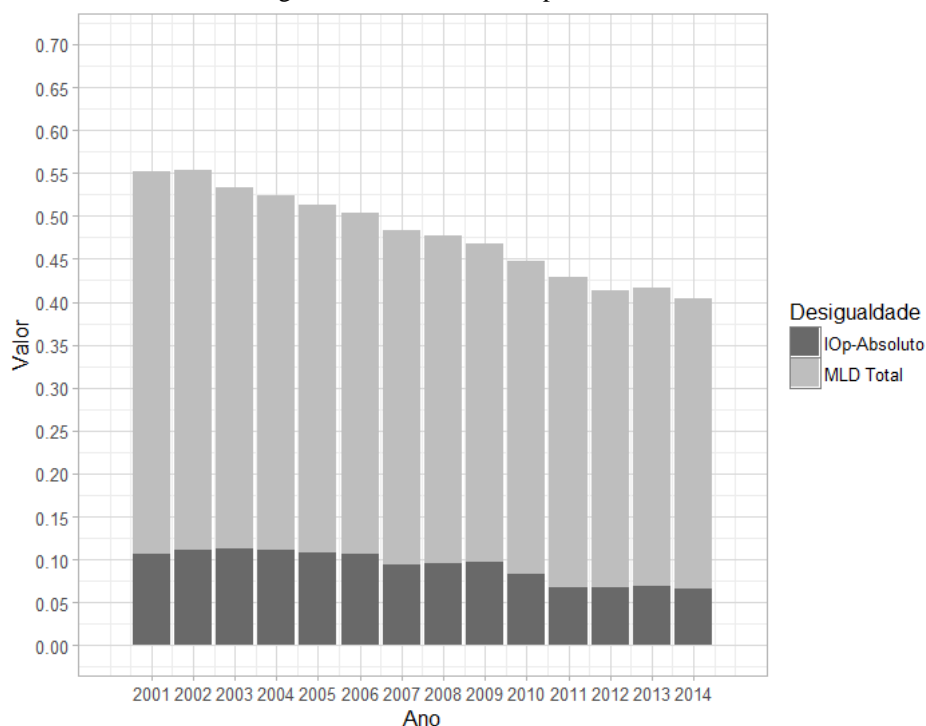
Se estimados repetidamente ao longo do tempo, esses indicadores podem oferecer diagnósticos úteis da evolução da distribuição de oportunidades nos países e estados (FERREIRA e GIGNOUX, 2011). A comparação de tendências ao longo do tempo permite traçar o cenário da desigualdade no Brasil, decompondo-a em componentes justos, derivados da responsabilidade individual, e componente injustos, advindos de circunstâncias.

O Gráfico 1 traz os Índices de Desigualdade Total e de Desigualdade de Oportunidades estimados para o Brasil entre os anos de 2001 e 2014. A parte mais clara das barras expressa a desigualdade de renda total estimada para o Brasil entre os anos de 2001 e 2014, mostrando uma queda substancial, de 0,55 em 2001, para 0,40 em 2014. Essa redução representa uma variação gradual e bastante expressiva de 27,2%.

A porção mais escura das barras representa o Índice de Desigualdade de Oportunidades Absoluto (IOp Absoluto), mostrando o *nível de desigualdade de oportunidade* observado em cada ano. A desigualdade de oportunidades se reduziu em 37,73%, caindo de 0,106 em 2001, para 0,066 em 2014. Esta é a desigualdade atribuível unicamente às circunstâncias.

Pode-se assim visualizar que, do valor da desigualdade total de 0,55 em 2001, apenas 0,106 se deve à desigualdade atribuível às diferenças de oportunidades. Ou seja, 19,2% da desigualdade é injusta. Em 2014, do total de 0,40, apenas 0,066 deriva de diferenças nas oportunidades. Assim, 16,3% da desigualdade de 2014 é injusta.

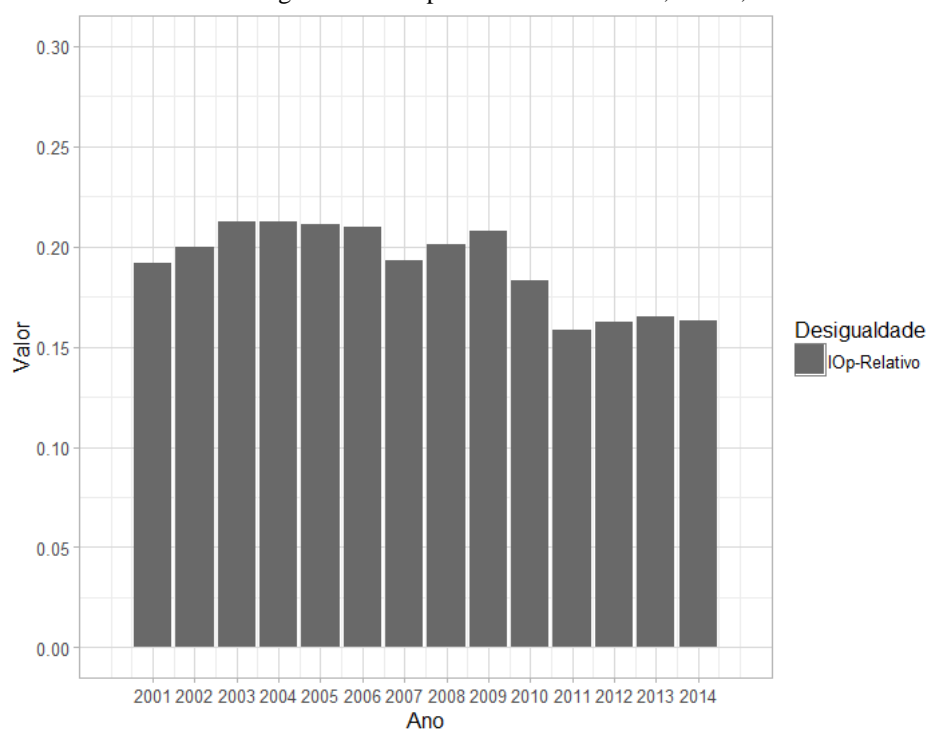
Gráfico 1. Índices de desigualdade de renda e de oportunidades, Brasil, 2001 a 2014



Fonte: Elaboração própria.

A evolução dos percentuais representa a parcela de desigualdade de oportunidades *relativa* à desigualdade total, ou seja, o Índice de Desigualdade de Oportunidades Relativo (IOP Relativo), cuja série é exibida no Gráfico 2.

Gráfico 2. Índices de desigualdade de oportunidades relativos, Brasil, 2001 a 2014.



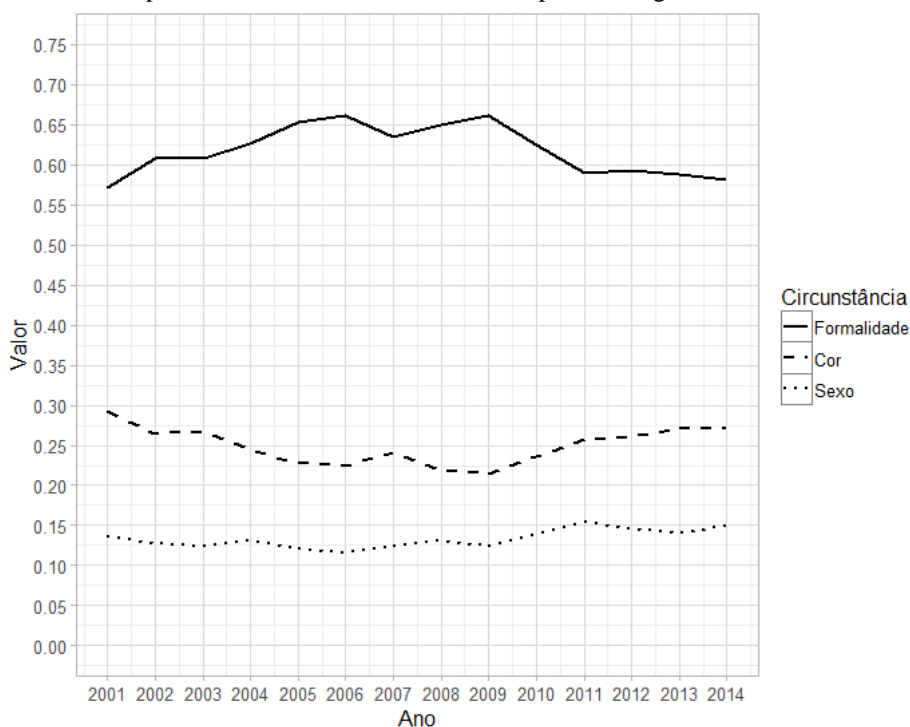
Fonte: Elaboração própria.

No início do período, o IOp Relativo responde por 19,2% da desigualdade, permanecendo elevado em torno de 21% de 2002 a 2009, caindo para 16,3% em 2014. O ponto de mínimo é atingido em 2011, com 15,8%. Comparando 2001 com 2014, percebe-se que a desigualdade de oportunidades relativa caiu 14,4% no período.

A redução tanto do IOp Absoluto quanto do IOp Relativo implica que a redução da desigualdade de renda no período está ligada em parte a uma redução das desigualdades justas, mas também a uma redução das desigualdades injustas. Isso quer dizer que, da queda de 27,2% na desigualdade total, 14,4% advém da queda de diferenças motivadas por circunstâncias, sendo os 12,8% restantes representados por uma queda das diferenças motivadas por fatores de esforço ou sorte.

Cabe ainda responder quais componentes da desigualdade injusta são mais relevantes para essa diminuição de 14,4% na desigualdade de oportunidades. O Gráfico 3 mostra a importância relativa de cada fonte de injustiça nos anos analisados.

Gráfico 3. Importância relativa das circunstâncias para a desigualdade, Brasil, 2001 a 2014.



Fonte: Elaboração própria.

A circunstância da formalização do trabalhador se mostra a mais relevante para explicar as diferenças de renda, respondendo por 57% da desigualdade de oportunidades em 2001, atingindo um pico de 66% em 2006, decrescendo para 58% em 2014. Assim, as diferenças oriundas da formalização do trabalhador mostram um período de crescimento até 2009, e um retorno aos níveis iniciais em 2014.

A cor é a segunda circunstância mais relevante, responsável por 29% das desigualdades em 2001, caindo para 21% em 2009, voltando a aumentar para 27% em 2014. Por último, as diferenças de sexo respondem por 13% em 2001, subindo para 15% em 2009, e se mantendo em 14% em 2014. As variações são pequenas, podendo-se afirmar que a importância relativa das circunstâncias se mantiveram praticamente constantes ao longo do período.

Segundo Roemer (2006), os formuladores de políticas podem aprender muito sobre quem possui as menores oportunidades em seus países simplesmente olhando para os grupos (*types*, no original) de circunstâncias. Pode-se construir um perfil de privações de oportunidades que mostra qual grupo tem se beneficiado menos da prosperidade nacional, limitados por características predeterminadas ou herdadas. Teoricamente, se as circunstâncias são irrelevantes para os resultados, as médias das rendas de cada grupo não deveriam divergir.

Assim, pode-se identificar quais grupos obtiveram maiores e menores ganhos ao longo do tempo. Para isso, os indivíduos são agrupados de acordo com as circunstâncias que possuem em comum, ranqueando-os da maior para a menor renda. A isso, dá-se o nome de Perfis de Oportunidades (*Opportunity Profiles*) da sociedade. A tabela 2 traz os Perfis de Oportunidades estimados para o Brasil, nos anos de 2001 e 2014.

Tabela 2. Perfis de Oportunidades, Brasil, 2001 e 2014.

| Posição | Sexo   | Cor        | Condição de Trabalho | Renda em 2014 (R\$) | Renda em 2001 (R\$)* | Proporção da amostra |
|---------|--------|------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 1       | Homem  | Branco     | Formal               | 2.065,56            | 1.670,82             | 14,65%               |
| 2       | Mulher | Branco     | Formal               | 1.530,57            | 1.160,93             | 12,48%               |
| 3       | Homem  | Não Branco | Formal               | 1.430,92            | 1.043,75             | 17,82%               |
| 4       | Homem  | Branco     | Informal             | 1.186,48            | 846,81               | 9,70%                |
| 5       | Mulher | Não Branco | Formal               | 1.060,31            | 725,23               | 11,93%               |
| 6       | Mulher | Branco     | Informal             | 879,18              | 588,39               | 6,86%                |
| 7       | Homem  | Não Branco | Informal             | 821,94              | 529,00               | 15,86%               |
| 8       | Mulher | Não Branco | Informal             | 609,05              | 367,56               | 10,71%               |

Fonte: Elaboração própria. \*Renda de 2001 a preços de 2014.

Ao analisar-se a tabela 2, percebe-se a relevância das circunstâncias na determinação da renda média. O grupo com maiores vantagens (posição 1) é o de “homens brancos com trabalho formal” e possui uma renda média real de R\$ 2.065,56. Em comparação, o grupo com maiores desvantagens (posição 8) é o de “mulheres não brancas informais” e possui uma renda média real de apenas R\$ 609,05 em 2014. As diferenças chegam a quase quatro vezes entre a renda do primeiro e último grupo.

Apesar das posições relativas terem se mantido as mesmas entre os anos analisados, têm-se evidências a favor da convergência entre as rendas no período. Todos obtiveram crescimento

real, mas os maiores favorecidos são os grupos de rendas inferiores. O grupo de posição 8 apresentou um crescimento de 65,70% na sua renda, frente a um crescimento de apenas 23,6% do grupo de posição 1. Quanto mais privilegiado o grupo, menor foi o seu crescimento no período.

A seguir são analisados aspectos regionais da desigualdade de oportunidades, mostrando os resultados estimados individualmente para cada estado da federação. Por fim, elabora-se a interpretação dos resultados encontrados a partir das visões normativas e positivas presentes na teoria econômica.

#### **2.4.2. Desigualdades em nível estadual**

A análise subnacional permite identificar padrões de desigualdade de oportunidades decorrentes de disparidades regionais, não possíveis de serem identificadas na análise agregada. Para isso, estima-se o índice de desigualdade de oportunidades para cada estado da federação.

Na tabela 3, mostram-se as posições relativas dos estados nos anos de 2001 e 2014, evidenciando os movimentos ascendentes ou descendentes relativos. O *ranking* mostra as posições dos estados brasileiros em 2001 e 2014 de acordo com o IOp Absoluto. As setas indicam ganho ou perda de posições relativas entre os anos.

Em termos absolutos, 24 estados melhoraram seus índices de Desigualdade de Oportunidades, apresentando menores valores em 2014 do que em 2001. As exceções foram Roraima, Sergipe e Maranhão. Em termos relativos, 15 estados melhoraram suas posições, 5 mantiveram-se na mesma (AP, SP, AL, PB, PI) e 7 perderam posições (RO, RR, AM, PA, RN, MA, SE).

O estado de Santa Catarina apresenta o melhor resultado, com um IOp de 0,024, uma melhoria com relação ao seu segundo lugar em 2001, com 0,039. Em ambos os anos a última posição é ocupada pelo estado do Piauí, com 0,176 em 2001 e 0,149 em 2014.

A evidência de desvantagem relativa dos estados do Norte e Nordeste fica evidente no *ranking* de 2014. A metade inferior da tabela é formada exclusivamente de Estados das regiões Norte e Nordeste em 2014. São 5 dos 7 Estados da região Norte, e todos os 9 Estados da região nordeste. A metade superior congrega todos os Estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, além de Amapá e Rondônia (únicos da região Norte na porção superior, em 2014).

Tabela 3. Ranking estadual dos índices de desigualdade de oportunidade, 2001 e 2014.

| Ano  | Posição | Estado              | IOp   | Ano  | Posição | Estado              | IOp   | Mudança Relativa |
|------|---------|---------------------|-------|------|---------|---------------------|-------|------------------|
| 2001 | 1       | Roraima             | 0,025 | 2014 | 1       | Santa Catarina      | 0,024 | ↑                |
|      | 2       | Santa Catarina      | 0,039 |      | 2       | Rio Grande do Sul   | 0,031 | ↑                |
|      | 3       | Amapá               | 0,042 |      | 3       | Amapá               | 0,032 |                  |
|      | 4       | São Paulo           | 0,056 |      | 4       | Goiás               | 0,034 | ↑                |
|      | 5       | Rondônia            | 0,057 |      | 5       | Mato Grosso         | 0,036 | ↑                |
|      | 6       | Rio Grande do Sul   | 0,058 |      | 6       | Paraná              | 0,036 | ↑                |
|      | 7       | Mato Grosso         | 0,060 |      | 7       | São Paulo           | 0,036 | ↓                |
|      | 8       | Amazonas            | 0,060 |      | 8       | Espírito Santo      | 0,041 | ↑                |
|      | 9       | Rio de Janeiro      | 0,070 |      | 9       | Rio de Janeiro      | 0,042 |                  |
|      | 10      | Paraná              | 0,071 |      | 10      | Rondônia            | 0,044 | ↓                |
|      | 11      | Pará                | 0,075 |      | 11      | Mato Grosso do Sul  | 0,046 | ↑                |
|      | 12      | Minas Gerais        | 0,082 |      | 12      | Minas Gerais        | 0,047 |                  |
|      | 13      | Espírito Santo      | 0,085 |      | 13      | Distrito Federal    | 0,049 | ↑                |
|      | 14      | Goiás               | 0,085 |      | 14      | Roraima             | 0,052 | ↓                |
|      | 15      | Mato Grosso do Sul  | 0,087 |      | 15      | Amazonas            | 0,055 | ↓                |
|      | 16      | Maranhão            | 0,088 |      | 16      | Acre                | 0,059 | ↑                |
|      | 17      | Distrito Federal    | 0,090 |      | 17      | Pernambuco          | 0,061 | ↑                |
|      | 18      | Rio Grande do Norte | 0,096 |      | 18      | Tocantins           | 0,063 | ↑                |
|      | 19      | Alagoas             | 0,099 |      | 19      | Alagoas             | 0,064 |                  |
|      | 20      | Pernambuco          | 0,103 |      | 20      | Pará                | 0,065 | ↓                |
|      | 21      | Tocantins           | 0,113 |      | 21      | Ceará               | 0,066 | ↑                |
|      | 22      | Sergipe             | 0,118 |      | 22      | Rio Grande do Norte | 0,086 | ↓                |
|      | 23      | Paraíba             | 0,119 |      | 23      | Paraíba             | 0,091 |                  |
|      | 24      | Acre                | 0,127 |      | 24      | Bahia               | 0,097 | ↑                |
|      | 25      | Bahia               | 0,129 |      | 25      | Sergipe             | 0,131 | ↓                |
|      | 26      | Ceará               | 0,130 |      | 26      | Maranhão            | 0,136 | ↓                |
|      | 27      | Piauí               | 0,176 |      | 27      | Piauí               | 0,149 |                  |

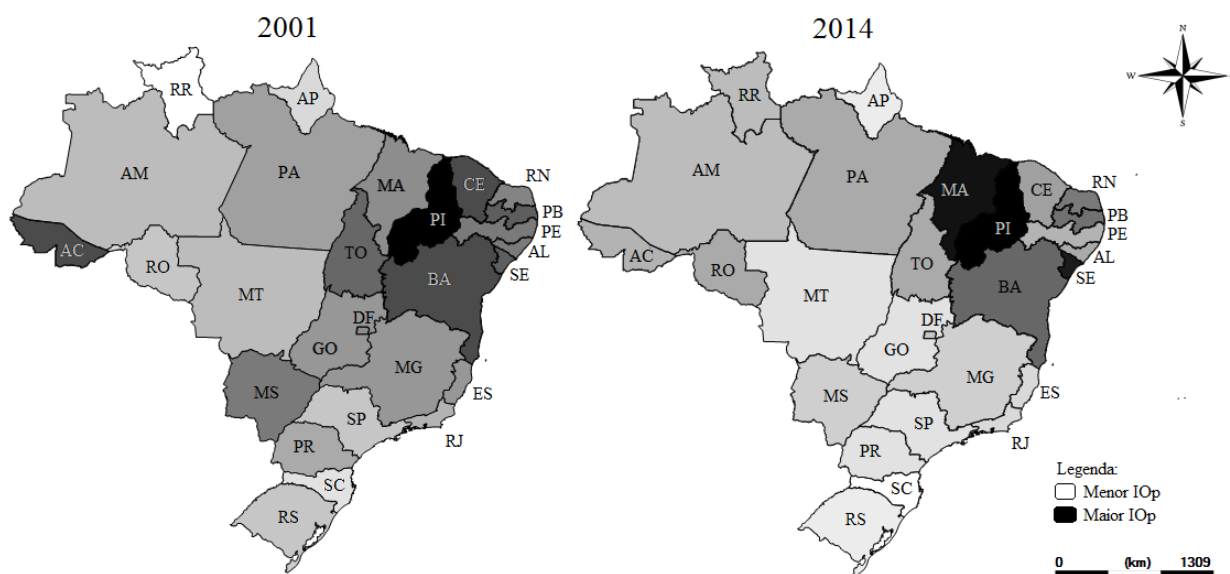
Fonte: Elaboração própria.

A distribuição geográfica da desigualdade de oportunidades pode ser visualizada nos mapas do Brasil de 2001 e 2014, mostrados na figura 4. Os estados que apresentam cores mais escuras possuem maiores índices de desigualdade de oportunidades. Percebe-se que, no conjunto, o mapa ficou “mais claro” pela queda do IOp na maioria dos estados, persistindo as condições de desigualdade mais acentuada nos estados da região Nordeste.

Identificar as razões específicas da mudança para cada estado escapam aos objetivos deste trabalho. Porém, explicar os processos que causam a queda mais significativa em um estado, enquanto outros permanecem ou até mesmo sofrem elevações no seu IOp, são matérias a serem investigadas em pesquisas futuras.

A seção seguinte levanta hipóteses para explicar as tendências observadas. Faz-se também a discussão acerca das implicações normativas da teoria e dos resultados encontrados.

Figura 4. Mapas das oportunidades nos estados do Brasil, 2001 e 2014.



Fonte: Elaboração própria.

### 2.4.3. Discussão

Independentemente das metodologias de mensuração empregadas, a desigualdade de renda na sociedade brasileira situa-se entre as mais elevadas do mundo. Em estimativas recentes, Medeiros *et al.* (2015b) mostram que o 1% mais rico da população adulta concentra mais de um quarto de toda a renda do país. Os 5% mais ricos detêm quase metade da renda. A concentração é tamanha que um milésimo das pessoas acumula mais renda que toda a metade mais pobre da população em conjunto. Os autores utilizaram dados de acesso restrito das declarações de imposto de renda, encontrando uma queda pequena ao longo de 2006 a 2012.

O presente estudo mostrou uma visão alternativa do cenário da desigualdade no Brasil. Pela mensuração do MLD, os resultados mostram uma substancial queda na desigualdade de renda, de 0,55 em 2001, para 0,40 em 2014. Apesar da redução, esse nível de desigualdade coloca o Brasil entre os países com maior concentração de renda do mundo.

Por outro lado, a redução tanto do IOp Absoluto quanto do IOp Relativo mostra que a redução da desigualdade de renda no período está ligada em parte a uma redução das desigualdades justas, mas também, a uma redução das desigualdades injustas. Isso implica dizer que, da queda de 27,2% na desigualdade total, 14,4% advém da queda de diferenças motivadas por circunstâncias, sendo os 12,8% restantes representados por uma queda das diferenças motivadas por fatores de esforço ou sorte.



De um ponto de vista normativo, a queda nos níveis de desigualdade de oportunidades derivada de circunstâncias é eticamente desejável. O mesmo não pode ser dito sobre a redução das desigualdades oriundas dos componentes de esforço ou sorte.

O que é considerado como sorte pode estar associado ao contexto de assimetria de informações, em um cenário em que os riscos não são plenamente mensuráveis, ou que, então, existam componentes de verdadeira incerteza. Outro fator que pode beneficiar os indivíduos, aumentando de forma desigual os resultados de seu esforço, são as economias de escala. Se o indivíduo escolhe conscientemente uma profissão ou atividade cujos ganhos de escala recompensem melhor seu esforço, pode-se argumentar que ele é merecedor dos resultados. Todavia, se por limitações de informações esses ganhos não são conhecidos, abre-se maior margem para justificar formas de compensação dessas desigualdades.

Assim, coloca-se a questão de quanta desigualdade uma sociedade deve permitir. Aumentar indefinidamente a desigualdade de esforços seria eticamente aceitável? Estimou-se que 47% das reduções da desigualdade resultam de reduções na desigualdade da recompensa por esforço e sorte. À primeira vista, a redução do componente dessa forma de desigualdade seria negativa para a sociedade. Porém, a teoria não explicita qual o ponto ótimo de desigualdade de esforços que uma sociedade deve tolerar. A questão de diminuição ou aumento da recompensa por esforços permanece em aberto, dependendo do nível de desigualdade existente na sociedade.

Nas palavras de Roemer (2012), “Sou militante quanto à aniquilação da desigualdade devida à circunstâncias; estou incerto sobre quanta desigualdade é permissível por diferenciais de esforço”<sup>3</sup>. Essa indefinição exige uma teoria mais completa, que incorpore elementos de eficiência e de crescimento no debate distributivo. Redistribuição sem crescimento implica em uma redistribuição com menor alcance, menos recursos e maior resistência por parte da sociedade. Pode ser mais viável empregar políticas redistributivas sobre parcelas de renda que estão crescendo, do que retirar parcelas de rendas estagnadas ou em queda. Dessa forma, esse ponto é reconhecido na própria teoria, necessitando de uma noção de justiça mais abrangente, que não é o foco da teoria de igualdade de oportunidades.

A proposta redistributiva da teoria de igualdade de oportunidades visa compensar os indivíduos pelas diferenças de resultados que decorrem das circunstâncias. Empregando processos de deliberação pública, pode-se tentar um consenso sobre quais desigualdades são

---

<sup>3</sup> “*I am militant on annihilating inequality due to circumstances; I am uncertain about how much inequality to allow due to differential effort*” (ROEMER, 2012, p. 191)

consideradas fundamentalmente injustas. Este é o apelo da mensuração da desigualdade de oportunidades. Uma vez que a sociedade aceite a noção ética de um conjunto mínimo de circunstâncias, pode-se formular políticas sobre essas circunstâncias.

Foi visto que a redução dessas fontes de desigualdades injustas correspondeu a 53% da redução da desigualdade total. O IOp Absoluto foi verificado como 0,106 em 2001, e 0,066 em 2014. A queda de 37,73% é bastante expressiva, mas ainda há margem para políticas sociais que foquem na redução desse índice no Brasil.

Como determinantes da desigualdade de oportunidades, considerou-se que as diferenças por sexo, cor e formalização do trabalhador são eticamente inaceitáveis. A importância relativa mostrou que, em 2014, 58% das desigualdades injustas derivavam da situação de informalidade do trabalhador, 27% das diferenças de cor e 14% das diferenças de sexo. Esses pesos se mostraram praticamente estáveis ao longo do período.

Segundo a teoria econômica, as principais explicações para as diferenças de ganhos por cor e sexo vêm de teorias de discriminação. De acordo com Akyol *et al.* (2015), são três as principais explicações para as diferenças de ganhos com base na discriminação: gosto pela discriminação; discriminação estatística; e segregação ocupacional.

Becker (1957) é responsável pela formulação da teoria do gosto pela discriminação (*taste discrimination*), na qual os custos e benefícios de uma troca econômica dependem da cor e do gênero das pessoas envolvidas na troca. A noção de preconceito é expressa através de um coeficiente de discriminação. Por exemplo, a contratação de um negro por um empregador preconceituoso eleva os custos de contratação desse trabalhador. Esse diferencial se refletirá em um salário menor oferecido ao trabalhador discriminado.

Segundo Borjas (2012), a discriminação estatística é comumente usada pelas empresas competitivas para preencher as lacunas de informações quando não conseguem prever perfeitamente os riscos e recompensas associadas às contratações. Na escolha entre dois trabalhadores com atributos de produtividade exatamente iguais, a discriminação partirá de analogias com a média de desistências ou de rotatividade do grupo a qual o indivíduo pertence.

A discriminação estatística pode constituir uma importante fonte de desigualdade de oportunidades por cor e sexo. Por exemplo, na escolha entre um homem ou uma mulher, com as mesmas escolaridades e informações relevantes, o empregador pode considerar que o grupo de homens tem menor probabilidade de desistência do emprego do que o grupo de mulheres, oferecendo a ele o trabalho, mesmo que isso não encontre suporte empírico. Assim, também,

taxas de criminalidade mais altas entre os negros podem oferecer a impressão aos empregadores de que negros têm maior tendência a cometer desvios de conduta do que empregados brancos.

Na hipótese de segregação ocupacional (*occupational crowding*), Bergman (1974) argumenta que as mulheres são sistematicamente excluídas das profissões consideradas “masculinas”, partindo das escolhas educacionais e se refletindo nas condições de acesso a ocupações e cargos melhor remunerados.

Por sua vez, as diferenças por formalização podem estar relacionadas à estrutura do mercado de trabalho da região. Segundo Barros (2011), a simples existência de disparidades regionais de renda, a partir de especializações decorrentes de tecnologias produtivas, não é vista como relevante para caracterizar a injustiça social. O autor explica as desigualdades regionais em função da desigualdade da distribuição do capital humano no Brasil. Estima que o PIB per capita do Nordeste aumentaria em 20% relativamente ao Sudeste se ambas as regiões possuísem o mesmo nível de anos médios de estudo. Dos atuais 60,4% do PIB per capita do Sudeste, o Nordeste passaria a representar 81,6% do PIB per capita desta região.

A relevância da formalização dos trabalhadores como circunstância pode estar intimamente ligada à distribuição de capital humano entre as regiões. Estados como Norte e Nordeste, cujas taxas de formalização são menores que a do resto do Brasil, tem maiores dificuldades em atrair e gerar trabalhadores de alto nível de escolaridade e produtividade. Nessas regiões, a diferença de rendimentos entre os trabalhadores de alta e baixa capacitação tende a ser maior que a do resto do país, o que se reflete em uma desigualdade de oportunidades mais elevada.

Estudos importantes têm sido desenvolvidos investigando as hipóteses levantadas, mas sobre as quais ainda não se pode afirmar qual a mais explicativa para as diferenças de oportunidades. Este é um terreno aberto pelo qual a teoria de oportunidades ainda pode avançar. Consistiu este trabalho em investigar empiricamente as fontes de desigualdade de oportunidades, mas não as causas para as disparidades entre os grupos.

Por fim, as estimativas de desigualdade de oportunidades realizadas mostram um valor base, ou um limite inferior, do cenário das disparidades no Brasil. Seus valores podem ser ainda maiores, pelo uso dos dados da PNAD, e a omissão de circunstâncias relevantes. Não está claro se a mensuração adequada da porção da renda dos mais ricos implicaria em um aumento nos níveis de desigualdade de oportunidade estimados. Improvável, mas teoricamente possível, que as diferenças de renda nos estratos superiores podem derivar de componentes de puro esforço ou sorte. A indefinição da teoria de Roemer quanto a permissibilidade das disparidades de renda

tem implicações diretas para a noção de justiça frente distribuições de resultados tão extremadas. Todavia, a discussão da herança tornaria mais importante a circunstância de *background* familiar, exigindo a sua consideração.

Por hipótese de ortogonalidade, excluímos também a possibilidade de que as circunstâncias estejam correlacionadas com o esforço. Muitas vezes, o esforço pode ser uma característica atribuível ao indivíduo, consistindo em uma fonte adicional de desigualdades de oportunidades. Tais efeitos cruzados podem ser investigados em trabalhos futuros.

## 2.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A teoria de igualdade de oportunidades sugere que a desigualdade social e econômica pode decorrer de fatores que estão além da responsabilidade individual. Nem toda a diferença de rendimentos se torna eticamente inaceitável por essa visão, sendo devidos aos indivíduos as recompensas por seus esforços. De acordo com este conceito de igualitarismo, faz-se necessária a identificação das fontes geradoras de desigualdades para descrever a justiça em uma sociedade.

Apesar de possuir um dos níveis de concentração de renda mais elevados do mundo, a desigualdade tem se reduzido no Brasil. Entre 2001 e 2014, a disparidade de renda, mensurada pelo índice MLD, caiu expressivamente de 0,55 para 0,40. Composto estes valores, 0,106 e 0,066 são os valores da desigualdade de oportunidades absoluta. Assim, a desigualdade de renda total caiu 27,2% e a de oportunidades 37,37% no período. Da queda na desigualdade total, 53% se deve à queda na parcela injusta da desigualdade, enquanto a parcela justa representa 47% da redução.

O peso das circunstâncias da desigualdade de oportunidades se manteve praticamente constante, com 58% para a informalidade do trabalhador, 27% para as diferenças de cor e 14% das diferenças de sexo. Comparando a renda dos grupos por circunstâncias, mostra-se que a renda média do grupo em maior desvantagem, “mulheres não brancas informais”, é de apenas 29,5% da renda do grupo em maior vantagem, “homens brancos formais”. Todavia, os grupos em maior desvantagem foram os que mais se beneficiaram do crescimento da renda entre 2001 e 2014.

Entre os estados, Santa Catarina oferece o melhor índice de oportunidades, enquanto o Piauí ocupa a última posição. Ficou clara a desvantagem relativa da região Norte e Nordeste, regiões que apresentam sistematicamente os índices de desigualdade de oportunidades mais elevados.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS DO ENSAIO I

AKYOL, Metin; NEUGART, Michael; PICHLER, Stefan. **A tradable employment quota**. *Labour Economics*, v. 36, p. 48-63, 2015.

ALMÁS, I.; CAPPELEN, A.; LIND, J.; SØRENSEN, E.; TUNGODDEN, B. **Measuring unfair (in)equality**. *Journal of Public Economics*, 95, 488-499, 2011.

ANNEGUES, Ana Claudia; FIGUEIREDO, Erik Alencar de; SOUZA, Wallace Patrick Santos de Farias. **Determinants of unfair inequality in Brazil, 1995 and 2009**. *CEPAL Review*, 2015.

ARNESON, Richard J. **Equality and equal opportunity for welfare**. *Philosophical studies*, v. 56, n. 1, p. 77-93, 1989.

ATKINSON, Anthony B. **Desigualdade: O que pode ser feito?** Editora LeYa, 2015.

BARROS, Alexandre Rands. **Desigualdades regionais no Brasil: natureza, causas, origens e soluções**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

BARROS, Ricardo Paes de; CURY, Samir; ULYSSEA, Gabriel. A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa com base na PNAD, na POF e nas contas nacionais. In: **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, p. 273-273, 2006.

BARROS, Ricardo Paes de; FERREIRA, Francisco H. G.; VEGA, José R. M.; SAAVEDRA, James S. **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. World Bank Publications, 2009.

BECKER, Gary S. **The economics of discrimination**. *The American Catholic Sociological Review*, v. 18, p. 276, 1957.

BERGMANN, Barbara R. **Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or sex**. *Eastern Economic Journal*, v. 1, n. 2, p. 103-110, 1974.

BI, Jian. **A review of statistical methods for determination of relative importance of correlated predictors and identification of drivers of consumer liking**. Wiley: *Journal of Sensory Studies*, n. 27, p. 87-101, 2012.

BORJAS, George. **Economia do Trabalho**. São Paulo: AMGH Editora, 5ª edição. 2012.

BOURGUIGNON, François; FERREIRA, Francisco HG; MENENDEZ, Marta. **Inequality of opportunity in Brazil**. *Review of Income and Wealth*, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007.

BRUNORI, Paolo. **Review of Joseph Fishkin's Bottlenecks: A New Theory of Equal Opportunity**. *Review of Income and Wealth*, v. 62, n. 1, p. 198-205, 2015.

BRUNORI, Paolo. **How to measure inequality of opportunity: a hands-on guide**. 2016.

CHECCHI, Daniele; PERAGINE, Vito. **Inequality of opportunity in Italy**. *Journal of Economic Inequality*, v. 8, n. 4, p. 429-450, 2010.

COGNEAU, Denis; GIGNOUX, Jérémie. **Earnings inequalities and educational mobility in Brazil over two decades**. Universität Göttingen. Ibero-Amerika Institut für Wirtschaftsforschung (IAI), 2005.

COHEN, Gerald A. **On the currency of egalitarian justice**. *Ethics*, v. 99, n. 4, p. 906-944, 1989.

COWELL, Frank A. **Generalized entropy and the measurement of distributional change**. *European Economic Review*, v. 13, n. 1, p. 147-159, 1980.

COWELL, Frank A. **Theil, Inequality and the Structure of Income Distribution**. London School of Economics: Theil Memorial Conference Discussion Paper, 2003.

DILL, Helena Cristina; DE OLIVEIRA GONÇALVES, Flávio. **Igualdade de oportunidade no Brasil entre 1999 e 2009: estimação e decomposição através do valor de Shapley**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 42, n. 2, 2012.

DWORKIN, R. **What is equality? Part 1: Equality of welfare**. *Philosophy and Public Affairs*, n. 10, p. 185-246, 1981.

FERREIRA, Francisco H.G.; GIGNOUX, Jérémie. **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.

FISHKIN, Joseph. **Bottlenecks: A new theory of equal opportunity**. Oxford University Press, USA, 2014.

FLEURBAEY, Marc. **Equal opportunity or equal social outcome?** *Economics and philosophy*, v. 11, n. 01, p. 25-55, 1995.

FLEURBAEY, Marc; PERAGINE, Vito. **Ex ante versus ex post equality of opportunity**. *Economica*, v. 80, n. 317, p. 118-130, 2013.

GARBUSZUS, J. M.; JEWORUTZKI, S.; R, Core Team; TORFASON, M. T. **Package “readstata13”**. CRAN Repository, versão 0.8.2. 2016.

GINI, Corrado. **Variabilità e mutabilità**. Reprinted in *Memorie di metodologica statistica*. Rome: Libreria Eredi Virgilio Veschi, v. 1, 1912.

GRÖMPING, U. **Relative importance for linear regression in R: The package relaimpo**. *Journal of Statistical Software*, n. 17(1), p. 139-147, 2006.

GRÖMPING, U.; MATTHIAS, L. **Package “relaimpo”**. CRAN Repository, versão 2.2.2. 2013.

HASSINE, Nadia Belhaj. **Inequality of opportunity in Egypt**. *The World Bank Economic Review*, p. lhr046, 2011.

HOFFMANN, Rodolfo; NEY, Marlon Gomes. **A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais**. *Econômica*, v. 10, n. 1, p. 7-39, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (2001 a 2009, 2011 a 2014)**. Versão Digital, disponível em: [ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho\\_e\\_Rendimento/Pesquisa\\_Nacional\\_por\\_Amostra\\_de\\_Domicilios\\_anual](ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_anual)>. Acesso em: 24/01/2017

JUÁREZ, Florian W. C.; SOLOAGA, Isidro. **iop: Estimating ex-ante inequality of opportunity**. *The Stata Journal*, v. 14, n. 4, p. 830-846, 2014.

- KLEIBER, Christian; ZEILEIS, Achim. **Package ‘ineq’**. CRAN Repository, versão 0.2-13, 2014.
- KUZNETS, Simon. **Economic growth and income inequality**. The American economic review, p. 1-28, 1955.
- LEE, Chul-In; SOLON, Gary. **Trends in intergenerational income mobility**. The Review of Economics and Statistics, v. 91, n. 4, p. 766-772, 2009.
- LIMA, Bianca S.; BAGOLIN, Izete P. **Desigualdade de oportunidades: uma análise da região metropolitana de porto alegre ao longo da década de 2000**. Anais do XIX Encontro de Economia da Região Sul, 2016.
- LINDEMAN, R.H.; MERENDA, P.F; GOLD, R.Z. **Introduction to Bivariate and Multivariate Analysis**, Scott Foresman, Glenview, IL, 1980.
- MARRERO, Gustavo A.; RODRÍGUEZ, J. G. **Inequality of opportunity in the United States: trends and decomposition**. Inequality of opportunity: Theory and measurement, v. 19, p. 217-246, 2011.
- MARTINEZ, A., WESTERN, M., TOMASZEWSKI, W., e RAMPINO, T. **Should We Be Concerned about Income Inequality in Australia? An Empirical Investigation of Inequality of Opportunities**. Life Course Centre Working Paper Series, No. 2015-19, 2015.
- MAZUMDER, Bhashkar. The apple falls even closer to the tree than we thought. In: **Unequal chances: Family background and economic success**, New York: Russel Sage Foundation, p. 80-99, 2005.
- MEDEIROS, Marcelo; DE SOUZA, Pedro H. G. F.; DE CASTRO, Fábio Á. **A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares**. Ciência & Saúde Coletiva, v. 20, n. 4, p. 971-986, 2015a.
- MEDEIROS, Marcelo; DE SOUZA, Pedro H. G. F.; DE CASTRO, Fábio Á.. **O topo da distribuição de renda no Brasil: primeiras estimativas com dados tributários e comparação com pesquisas domiciliares (2006-2012)**. Dados-Revista de Ciências Sociais, v. 58, n. 1, p. 7-36, 2015b.
- NOZICK, Robert. **Anarchy, state, and utopia**. Basic books, 1974.
- PICKETT, Kate; WILKINSON, Richard G. **The spirit level: Why more equal societies almost always do better**. London: Allen Lane, 2009.
- PIKETTY, Thomas. **O Capital no Século XXI**. Editora Intrínseca, 2014.
- RAWLS, John. **A theory of justice**. New York: Oxford University Press, 1971.
- REEVES, Richard; SAWHILL, Isabel V. **Equality of Opportunity: Definitions, Trends, and Interventions**. Federal Reserve Bank of Boston Working Paper pp. 1–55, 2014.
- ROEMER, John E. **Equality of opportunity**. Harvard University Press, 1998.
- ROEMER, John E. **Equality of opportunity: A progress report**. Social Choice and Welfare, v. 19, n. 2, p. 455-471, 2002.
- ROEMER, John. **Economic Development as Opportunity Equalization**. Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University, 2006.

- ROEMER, John E. **On several approaches to equality of opportunity**. Economics and Philosophy, v. 28, n. 02, p. 165-200, 2012.
- SEN, Amartya. **Inequality reexamined**. Clarendon Press, 1992.
- SEN, Amartya. **A ideia de justiça**. Editora Companhia das Letras, 2011.
- SIQUEIRA, Marcelo Lettieri; SIQUEIRA, Márcia Lettieri. **Desigualdade de renda no Nordeste brasileiro: uma análise de decomposição**. Encontro Regional de Economia, v. 11, p. 3-17, 2006.
- SOLON, Gary. Intergenerational income mobility in the United States. **The American Economic Review**, p. 393-408, 1992.
- SOUZA, Pedro Herculano Guimarães Ferreira de. Income distribution according to Brazilian household surveys: harmonization and comparison of Census, PNAD and POF data. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 32, n. 1, p. 165-188, 2015.
- SWIFT, Adam. Justice, luck and the family. In: **Unequal Chances: Family Background and Economic Success**. Princeton University Press, Princeton, NJ.[361], 2005.
- THEIL, Henry. **Economics and Information**. Amsterdam: North Holland, 1967.
- WICKHAM, H. **Package “reshape”**. CRAN Repository, versão 0.8.6. 2016.
- WICKHAM, H.; CHANG, W.; RSTUDIO. **Package “ggplot2”**. CRAN Repository, versão 2.1.0. 2016.



### **3. ENSAIO II - IGUALDADE DE OPORTUNIDADES E ESTRUTURA PRODUTIVA: uma análise exploratória espacial para o Rio Grande do Sul**

#### **3.1. INTRODUÇÃO**

O desenvolvimento do estado do Rio Grande do Sul é marcado por processos de desigualdades regionais e sociais. Dentre as mais relevantes para a sociedade podemos exemplificar as desigualdades de renda, de gênero, ou de acesso aos serviços básicos, como de educação, saúde e segurança. A fim de mensurar essas disparidades, o instrumento geralmente adotado por economistas tem sido o Índice de Gini. Concebido em 1912 pelo italiano Corrado Gini, a medida baseia-se exclusivamente na avaliação da distribuição da renda como fator de desigualdade social.

No cenário mundial, o Brasil ainda ocupa um lugar no grupo dos países com maior desigualdade de renda, apesar da franca queda a partir da década de 1990. De acordo com o IBGE (2010), o Brasil apresenta um índice de Gini de 0,526, e o estado do Rio Grande do Sul se situa abaixo dessa média nacional com o valor de 0,49. Esses valores variam em um intervalo entre 0, a igualdade plena entre os cidadãos, e 1, situação na qual apenas um indivíduo, em detrimento dos demais, detém todos os recursos da sociedade.

Entretanto, mensurar a desigualdade de uma sociedade considerando apenas a renda é a melhor medida da realidade? A questão amplamente debatida na literatura econômica, a exemplo de Sen (2000), é respondida pela proposição de índices que consideram a multidimensionalidade dos resultados, levando em conta, não apenas a renda, mas também, as variáveis de educação e saúde.

Para além dos avanços na mensuração da desigualdade, a pergunta que permanece em aberto é de caráter normativo: que desigualdade uma sociedade pode aceitar como justa? A busca pela resposta acerca do nível ideal e do conceito de justiça mais adequado, entre visões igualitárias ou libertárias, aproximou as elaborações teóricas de filósofos políticos com o instrumental empírico dos economistas.

Nesse contexto, a teoria da Igualdade de Oportunidades é proposta por John Roemer (1998b). Seguindo esta abordagem, Almás *et al.* (2011) considera que as pessoas veem algumas desigualdades, como as advindas do número de horas trabalhadas, como justas, enquanto outras desigualdades, como provenientes de fatores de raça ou gênero, como injustas. Construindo um índice para a desigualdade de oportunidades pode-se discriminar desigualdades justas e

injustas, avançando na questão de como deve ser mensurada a desigualdade na sociedade como um todo.

Índices de Desigualdade de Oportunidade (IOp) buscam capturar o peso que as circunstâncias têm na definição dos resultados, podendo ser calculados a nível nacional, regional ou municipal. Esta forma de mensuração da desigualdade permite diversas interpretações do que seria uma distribuição de renda justa, encontrando discrepâncias de resultados entre o Gini tradicional e o Gini Injusto. Almås *et al.* (2011), por exemplo, observaram que uma redução do índice de Gini da renda não resultou em uma redução da desigualdade de oportunidades na Noruega entre os anos de 1986 e 2005.

No contexto brasileiro, Figueiredo *et al.* (2013) calcularam Índices de Desigualdade de Oportunidades dos Municípios (IOp-M) a partir do Censo Demográfico 2010 (IBGE). A partir destes índices, pode-se realizar análises espaciais a fim de verificar como os resultados se distribuem no território gaúcho e a sua relação com a estrutura produtiva dos municípios. Através da análise de *clusters*, busca-se identificar se a dependência espacial e estrutura produtiva podem atuar como circunstâncias na definição da desigualdade injusta.

Após esta introdução, expõe-se de forma geral os desenvolvimentos da Teoria de Igualdade de Oportunidades na seção 2. A seção 3 traz a metodologia para a obtenção dos IOp-M. A seção 4 elabora estatísticas descritivas e a abordagem exploratória LISA (*Local Indicators of Spatial Association*). Por último, as considerações finais.

### 3.2. A TEORIA DE IGUALDADE DE OPORTUNIDADES

A abordagem da Igualdade de Oportunidades tem ganhado atenção internacional na literatura econômica, impulsionada por uma concepção de justiça social comum às sociedades liberais ocidentais. A partir das formulações de Roemer (1998a, 1998b, 2012), estudos empíricos foram desenvolvidos com o objetivo de mensurar o nível de desigualdade de oportunidades que as pessoas enfrentam em diferentes realidades sociais (BOURGUIGNON *et al.*, 2007; BARROS *et al.*, 2009; FERREIRA e GIGNOUX, 2011).

A abordagem estabelece uma intersecção entre filosofia política e ciência econômica. Como uma agenda de pesquisa, busca-se fundamentos de justiça a fim de prover de sentido ético os resultados econômicos, permitindo a realização de proposições normativas de políticas públicas calcadas em evidências empíricas. Assim, a visão igualitária parte de um princípio de justiça que não requer a igualdade plena de resultados, mas sim, a igualdade nos meios que diferentes indivíduos possam utilizar para alcançar seus próprios resultados finais.

Segundo Checchi e Peragine (2005), a visão da Igualdade de Oportunidades combina elementos do libertarianismo com o igualitarismo. Do primeiro, emprega-se a noção de que políticas públicas devem ser neutras com respeito aos objetivos que motivam os indivíduos em particular, e do segundo, oferecer uma igualdade efetiva das condições que estão fora de seu controle, permitindo que busquem seus objetivos individuais.

Os fatores que determinam os resultados efetivamente alcançados são divididos em dois: fatores de responsabilidade individual e fatores que estão fora de seu controle. Como fator de responsabilidade individual, é reconhecido o *esforço* despendido pelas pessoas na busca de seus objetivos; enquanto por condições fora de seu controle estão as variáveis de raça, gênero, condições de saneamento ou de energia elétrica, *background* familiar, e demais elementos que a sociedade reconheça por influenciarem os resultados atingidos pelos indivíduos e sobre os quais estes possuem limitado poder.

Considerado então como um de seus princípios de justiça, a Igualdade de Oportunidades é alcançada quando um resultado é obtido com o mesmo nível de esforço despendido por indivíduos em circunstâncias diferentes. Na visão de Figueiredo *et al.* (2013), uma vez que esse parâmetro de justiça é ponderado pelos fatores de responsabilidade, qualquer diferencial da renda dos indivíduos em relação a esse parâmetro é decorrente de fatores circunstanciais, logo, será dito injusto.

Seguindo um exemplo de Roemer (1998b), duas crianças, com as mesmas circunstâncias relevantes, podem adquirir níveis diferentes de educação por virtuosamente aplicarem níveis diferentes de esforço. Em um extremo, as circunstâncias determinam todo o nível educacional alcançado, não importando o esforço despendido. Se isso for verdade, o que parece ser um diferencial de esforço, na verdade, é completamente determinado pelas circunstâncias. Na prática, o nível educacional de uma pessoa é resultado conjunto de seus esforços e das suas circunstâncias, cabendo então uma reposição devida à influência dos fatores fora de seu controle. A reparação por essas desvantagens é formulada no *Princípio da Compensação*.

Um Índice de Desigualdade de Oportunidade Municipal pode nos revelar as diferenças entre o peso que as circunstâncias podem assumir em cada município. Os resultados individuais, aqui expressos na dimensão da renda, podem estar condicionados à inserção de um município em determinada estrutura produtiva regional. A composição do mercado de trabalho pode atuar como um fator circunstancial, limitando a realização de objetivos dos cidadãos e as devidas recompensas por seus esforços.

Estudar as diferenças entre regiões, categorias profissionais ou classes de renda, pode prover importantes informações sobre as prioridades de políticas redistributivas e os processos geradores desta desigualdade social. Em uma interpretação do Princípio da Compensação, um ideal de justiça pode ser alcançado se as políticas públicas forem corretamente direcionadas para aqueles municípios nos quais os indivíduos enfrentam maior peso das circunstâncias.

Com o objetivo de estimar a desigualdade de oportunidade para os municípios do Brasil e, de forma adicional, observar a relação em nível estadual destes com a desigualdade de renda e educação, Figueiredo *et al.* (2013) construíram estimativas para um Índice de Desigualdade de Oportunidade Municipal, que servirão para a posterior análise espacial.

### 3.3. METODOLOGIA

Para realizar as análises espaciais, este estudo utiliza a base de dados<sup>4</sup> construída por Figueiredo *et al.* (2013) com os Índices de Desigualdade de Oportunidades (IOP-M) estimados para 5.565 municípios brasileiros a partir dos dados do Censo Demográfico 2010. Os autores utilizaram a metodologia desenvolvida por Almås (2008) e Almås *et al.* (2011) com um conceito de justiça *responsibility-sensitive* proposto por Bossert (1995), Konow (1996) e Cappelen e Tungodden (2007).

Na proposta do Índice de Gini Injusto de Almås *et al.* (2011) a renda individual é condicionada aos fatores de responsabilidade e de circunstâncias. O diferencial desta abordagem é que, dada uma interpretação de uma distribuição de renda ideal, mensura-se o quanto a renda de cada indivíduo se distancia do que seria considerada a sua renda justa. A renda justa,  $z_i$ , obtida por cada indivíduo,  $i$ , é função dependente dos níveis de esforço (variável de responsabilidade,  $r_i$ ) e das circunstâncias (variáveis de não-responsabilidade dos indivíduos). Desta forma, os autores empregam uma extensão do índice de Gini, chamado Gini Injusto (ou IOP), calculado por:

$$G^U(s) = \frac{2}{n(n-1)\mu} \sum_i i u_i \quad (1)$$

A partir da qual  $y_i - z_i = u_i$ . Ou seja, o diferencial da renda observada ( $y_i$ ) em relação à renda justa ( $z_i$ ), denotado por  $u_i$ , é utilizado para a definição do Índice de Desigualdade de Oportunidade (IOP). Se  $z_i = \mu$ , (1) corresponde ao índice de Gini padrão.

---

<sup>4</sup> O banco de dados encontra-se disponível para download na página eletrônica do Núcleo de Estudos em Economia Social: <http://nucleodeestudosemeco.wix.com/nees#!clients/c1tsl>

A interpretação do índice de Gini é análoga a do Índice de Desigualdade de Oportunidade (IOp). A diferença entre eles é que o IOp terá valores que variam entre zero (ausência de desigualdade de oportunidade) e dois (desigualdade de oportunidade máxima), enquanto o Gini padrão tem seu intervalo de 0 a 1.

De forma concisa, os Índices de Desigualdade Municipais (IOp-M) foram elaborados por seus autores seguindo o procedimento: a) as equações de ganhos foram estimadas para obter os parâmetros da equação log-linear (4); b) em seguida, as regras de justiça foram calculadas, considerando o erro como variável de não responsabilidade (ou circunstâncias); c) finalmente, os índices de desigualdade de oportunidade (1) foram inferidos para os 5.565 municípios brasileiros.

A partir das estimativas obtidas pelos autores, realiza-se análises espaciais da distribuição da desigualdade de oportunidades no Rio Grande do Sul. A investigação de processos de dependência espacial, ou seja, de “contágio” entre os municípios se dá por meio de técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). De forma geral, Anselin (1999) define a autocorrelação espacial como a coincidência de valores em localidades vizinhas. Além disso, essa dependência espacial retrata situações nas quais os valores observados em uma região dependem dos valores observados nas regiões vizinhas.

Para a identificação da existência de autocorrelação espacial, utiliza-se a ferramenta do *I* de Moran Global proposto por Anselin (1995). Segundo Almeida (2012), o coeficiente representa a inclinação da reta de regressão linear simples calculada via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), formalmente definido por:

$$\hat{\beta} = I = \left( \frac{z'_t W z_t}{z'_t z_t} \right) \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Em que  $z_t$  é o vetor de  $n$  observações para o ano  $t$  na forma de desvio em relação à média.  $W$  representa a matriz de pesos espaciais, sendo que os elementos  $w_{ii}$  na diagonal são iguais a zero, enquanto que os elementos  $w_{ij}$  indicam a forma como a região  $i$  está espacialmente conectada com a região  $j$ . A seleção da matriz de dependência espacial segue o critério de Baumont (2004), que recomenda a adoção da matriz que gera o maior *I* de Moran estatisticamente significativo.

O *I* de Moran Global não revela padrões locais e pode ser suscetível à influência de outliers. A fim de complementar essa análise com uma visualização cartográfica, utilizamos a decomposição do indicador *I* de Moran Local, definido por Anselin (1999) como *Local Indicators of Spatial Association* (LISA), expresso por:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i w_{ij} (y_i - \bar{y})^2 / n} = z_i \sum_j w_{ij} z_j / \sum_i z_i^2 \quad (2)$$

Em que  $z_i$  e  $z_j$  são variáveis padronizadas e a somatória sobre  $j$  é tal que somente os valores dos vizinhos  $j \in J_i$  são incluídos. O conjunto  $J_i$  abrange os vizinhos da observação  $i$  e  $n$  denota o total de observações.

Na seção seguinte, utiliza-se o IOp-M aliado a dados da estrutura produtiva para gerar visualizações geográficas e investigar a formação de *clusters* e presença de transbordamentos com a aplicação da abordagem LISA (*Local Indicators of Spatial Association*).

### 3.4. PADRÕES ESPACIAIS DE DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES

A nível nacional, a análise revela que apenas 20,6% dos 500 municípios com os piores IOp-M do Brasil são das regiões Sul e Sudeste, enquanto cerca de 68% são da região Nordeste. O Índice tem seu intervalo entre 0 e 2, com a cidade de Campinas (SP), 0,1561, apresentando o resultado mais justo no Brasil, enquanto Herval (RS) apresenta a maior desigualdade do país.

Tabela 1. Estatísticas descritivas para o IOp dos municípios do Brasil e do RS, 2010.

| Estatísticas descritivas | Brasil | RS     |
|--------------------------|--------|--------|
| Mínimo                   | 0,1561 | 0,1624 |
| 1º Quartil               | 0,1874 | 0,1855 |
| Média                    | 0,2085 | 0,2075 |
| Mediana                  | 0,2027 | 0,1989 |
| 3º Quartil               | 0,2229 | 0,2181 |
| Máximo                   | 0,9211 | 0,9211 |
| Observações              | 5565   | 496    |

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 1 traz um resumo das estatísticas descritivas dos dados do IOp-M que são úteis para compararmos a situação do Rio Grande do Sul com o Brasil como um todo. Pode-se considerar a média do Estado e a do Brasil como semelhantes, com valores de 0,2075 e 0,2085, respectivamente. Os 10 municípios do Rio Grande do Sul com maior desigualdade de oportunidade estão listados na tabela 2, enquanto a tabela 3 traz os municípios com os menores índices de desigualdade do Estado.

O valor mínimo a nível nacional, 0,1561, representa a cidade de Campinas (SP), enquanto o mínimo gaúcho é encontrado na cidade de Vale Real (RS), com 0,1624. Quando se olha para os municípios com maior IOp-M, na tabela 2, se destaca o caso de Herval (RS). O município, com população de apenas 6.753 habitantes em 2010, apresentou o maior índice de desigualdade de oportunidade do Brasil. Fica clara a distância desse município dos demais frente às

estatísticas descritivas e o segundo município do ranking, Ametista do Sul, com 0,4408. Para Figueiredo *et al.* (2013), apesar do resultado do IOp-M, Herval possui um índice de Gini relativamente baixo, de 0,39 em 2003. Segundo os autores, tal fato é curioso e merece uma análise mais aprofundada a respeito.

Tabela 2. Os 10 municípios com piores IOp-M do Rio Grande do Sul

| Posição | Municípios         | IOp    |
|---------|--------------------|--------|
| 1       | Herval             | 0,9211 |
| 2       | Ametista do Sul    | 0,4408 |
| 3       | São Valério do Sul | 0,3857 |
| 4       | Itati              | 0,3681 |
| 5       | Arroio do Padre    | 0,3432 |
| 6       | Itacurubi          | 0,3333 |
| 7       | Coqueiros do Sul   | 0,3324 |
| 8       | Alto Alegre        | 0,3265 |
| 9       | Sagrada Família    | 0,3264 |
| 10      | Jacuizinho         | 0,3207 |

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3. Os 10 municípios com melhores IOp-M do Rio Grande do Sul

| Posição | Municípios      | IOp    |
|---------|-----------------|--------|
| 1       | Vale Real       | 0,1624 |
| 2       | André da Rocha  | 0,1643 |
| 3       | Feliz           | 0,1649 |
| 4       | Dois Irmãos     | 0,1650 |
| 5       | Nova Candelária | 0,1669 |
| 6       | São Vendelino   | 0,1675 |
| 7       | Teutônia        | 0,1682 |
| 8       | São Leopoldo    | 0,1695 |
| 9       | Nova Hartz      | 0,1698 |
| 10      | Carlos Barbosa  | 0,1700 |

Fonte: Elaboração própria.

As análises preliminares de Figueiredo *et al.* (2013) para os resultados a nível nacional e estadual, indicam que os coeficientes de desigualdade de oportunidade são relacionados principalmente com a variável de educação. Para os autores, “fica evidente que – tomando a variável média de anos de estudo do estado como *proxy* para grau de escolaridade deste -, os estados que apresentam menor nível de IOp mostraram ser aqueles que, em 2007, possuíam um grau de escolaridade mais elevado. Por outro lado, estados com elevado IOp tinham um grau de escolaridade inferior em relação aos demais. Tais resultados sugerem a existência de uma relação inversa entre IOp e o grau de escolaridade” (FIGUEIREDO *et al.*, 2013, p. 11).

Tal relação inversa pode ser dependente das condições e oportunidades na esfera produtiva da economia. A mesma suspeita pode ser levantada em relação aos indicadores de saúde e de renda.

Neste estudo, investiga-se o comportamento do IOp-M em face das diferentes estruturas produtivas dos municípios. Com isto, o foco recai sobre variáveis que possam estar indiretamente relacionadas com o fenômeno das desigualdades de oportunidades. Assim, pode-se interpretar as variáveis de estrutura produtiva como sendo variáveis meio e os indicadores de educação e saúde como sendo variáveis fins.

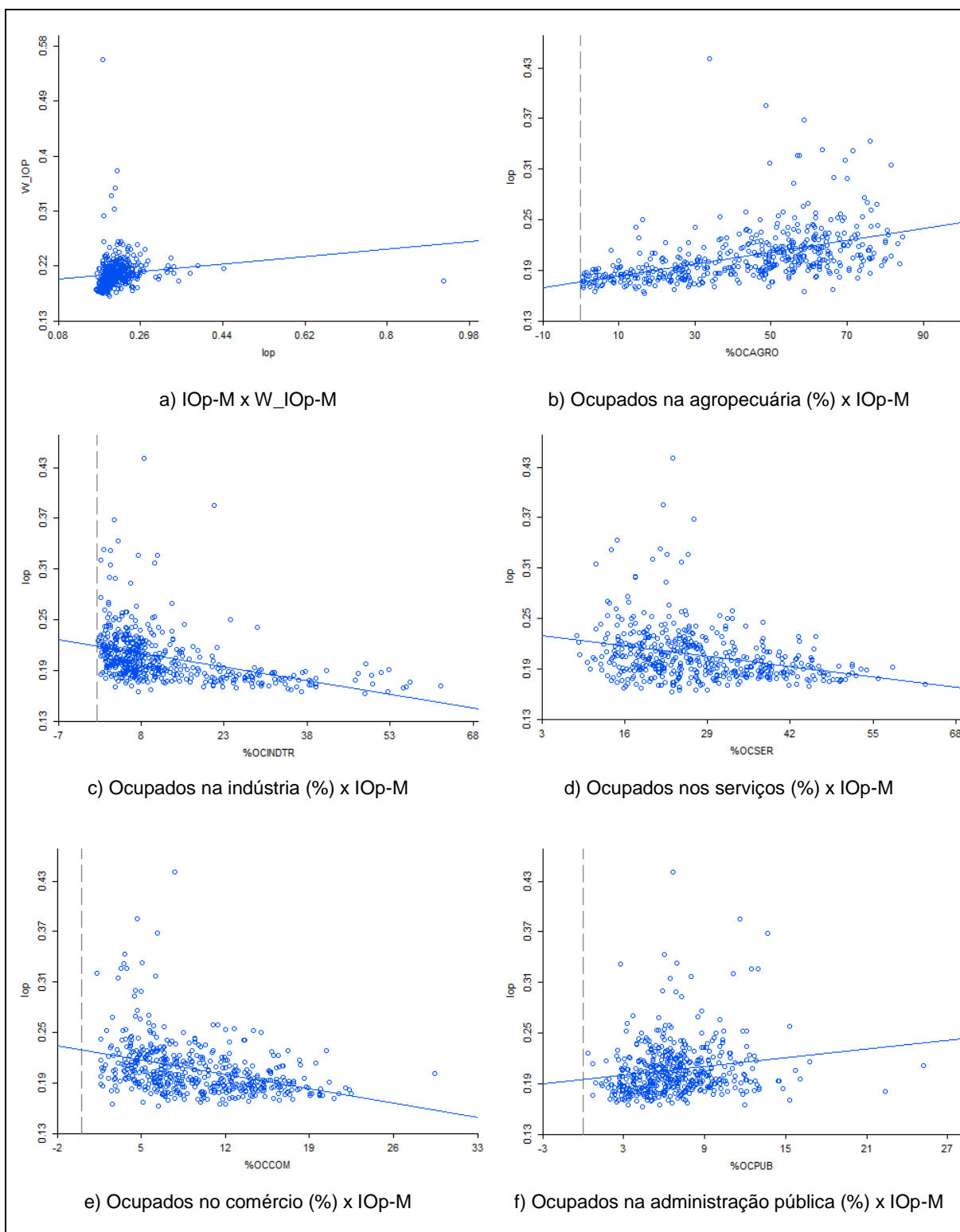
O quadro 1 traz diagramas de dispersão considerando a estrutura produtiva e desigualdade de oportunidades nos municípios do Rio Grande do Sul em 2010. Os diagramas são úteis para a visualização das relações entre os resultados do IOp-M (no eixo vertical) e, em (a), o IOp-M de municípios vizinhos, e com as variáveis produtivas: b) percentual de trabalhadores ocupados na agropecuária; c) percentual de trabalhadores ocupados na indústria; d) percentual de trabalhadores ocupados no setor de serviços; e) percentual de trabalhadores ocupados no comércio; e f) percentual de trabalhadores ocupados na administração pública.

Em (1.a) temos a relação do IOp-M do município com o IOp-M de seus vizinhos ( $W\_IOp-M$ ). A inclinação da reta de tendência é positiva, sugerindo que o IOp-M do município está diretamente relacionado com o de seus vizinhos. Além disso, a concentração de pontos próximos à origem sugere a existência de um grande número de municípios com baixo IOp-M com vizinhos com baixo IOp-M.

No gráfico (1.b) existe uma relação positiva entre a porcentagem de trabalhadores ocupados na agropecuária e o IOp-M. Esta tendência indica que municípios com maior número relativo de trabalhadores atuando na agropecuária possuem maiores IOp-M. A observação *outlier* é o caso do município de Herval, já discutido anteriormente. Suprimindo a observação extrema, mantém-se a inclinação positiva da reta em (1.a) e (1.b).



**Quadro 1.** Estrutura produtiva e desigualdade de oportunidades nos municípios do Rio Grande do Sul, 2010.



Fonte: Elaboração própria.

Obs: a) as informações sobre ocupações por setor foram obtidas no Censo Demográfico de 2010 (IBGE); b) as informações sobre desigualdade de oportunidades foram obtidas em Figueiredo *et al.* (2013); IOp-M = Indicador de desigualdade de oportunidades; W\_IOp-M = Indicador de desigualdade de oportunidades nos municípios vizinhos.

Os três gráficos seguintes são marcados por uma relação inversa entre a variável produtiva analisada e o IOp-M. Tanto a porcentagem de ocupados na indústria (1.c), ocupados nos serviços (1.d) e ocupados no comércio (1.e) são maiores com menores IOp-M. Assim, cidades com maior número de empregos nos setores secundário e terciário da economia estão mais próximos do ideal de justiça em oportunidades do que os municípios majoritariamente agrícolas.

Por fim, nota-se em (1.f) que municípios com maior ocupação no setor público estão relacionados diretamente com IOp-M mais altos. Este fenômeno pode estar relacionado com a tendência de municípios com menor atividade econômica serem mais dependentes dos empregos no serviço público.

Além da análise de dispersão, o ferramental da análise exploratória de dados espaciais (AEDE) permite detectar padrões heterogeneidade e autocorrelação espacial entre as observações. Para descobrir se os dados são aleatoriamente distribuídos no espaço, adotam-se estatísticas de autocorrelação espacial como *I* de Moran global. Para a verificação de existência de *clusters*, realiza-se a análise LISA (*Local Indicators of Spatial Association*), um *I* de Moran local.

A análise LISA nos permite verificar a ideia de efeitos de transbordamento do Índice de Oportunidades de uma cidade para seus vizinhos, formando assim *clusters* de municípios com altos ou baixos índices de desigualdade. Se há a formação de *clusters* espaciais é porque o investigado possui dependência espacial, ou seja, há um processo de “contágio”. No caso, significa dizer que as condições que produzem igualdade ou desigualdade de oportunidade geram resultados que se propagam do local onde ocorrem para os locais que estão na sua vizinhança. Assim, a combinação dessas técnicas é adequada para ser usado em análises univariadas e bivariadas.

De modo geral, um diagrama de dispersão de Moran bivariado é um gráfico de dispersão de pontos que representam os valores de duas variáveis observadas nas regiões, com a indicação da declividade da reta da regressão, calculada por MQO. O coeficiente do *I* de Moran pode ser interpretado como a inclinação da linha de regressão entre a variável em análise, e os valores dessa variável em seus vizinhos. “A ideia intuitiva é descobrir se os valores de uma variável observada em uma dada região guardam uma associação com os valores de outra variável observada em regiões vizinhas”. (ALMEIDA, 2012, p.117)

Nos dados para o IOp-M, há a possibilidade de que o *outlier* Herval possa exercer uma influência espúria sobre essa linha, interferindo no valor assumido pelo coeficiente de

autocorrelação espacial. Verifica-se que sob diversas especificações de matrizes<sup>5</sup>, a presença da observação do IOp-M de Herval prejudica sensivelmente a detecção da heterogeneidade espacial. As análises espaciais foram realizadas com a substituição do valor do IOp-M do *outlier* pela média do estado. A simples retirada da observação causaria problemas estruturais na análise, enquanto a média do estado representa adequadamente as médias dos municípios vizinhos. Na Tabela 4 mostra-se os coeficientes para o *I* de Moran sob diferentes especificações.

**Tabela 4.** Escolha da matriz de contiguidade sem a presença do *outlier*

| <b>Matriz</b>    | <b>Ordem 1</b> | <b>Ordem 3</b> | <b>Ordem 5</b> |
|------------------|----------------|----------------|----------------|
| <i>Queen</i>     | 0,1850         | 0,1232         | 0,1036         |
| <i>Rook</i>      | 0,1873         | 0,1226         | 0,1007         |
| <i>k-nearest</i> | <b>0,3233</b>  | 0,2378         | 0,1928         |

Fonte: Elaboração própria.

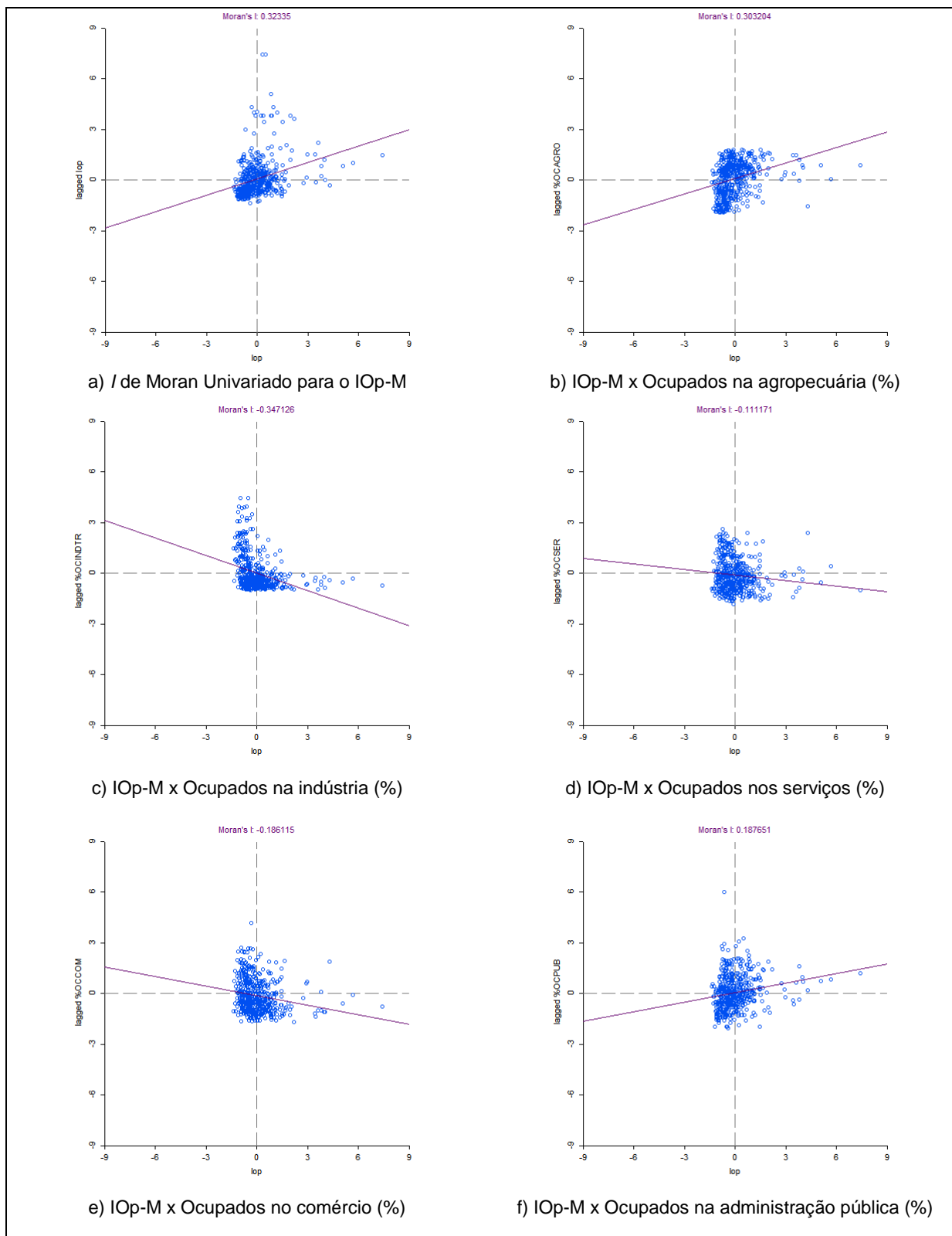
Para tornar a escolha do valor de *n* não arbitrária, o procedimento de Baumont (2004) foi adotado. Dessa forma, definiu-se *k* = 1, na qual a matriz de pesos espaciais é construída considerando apenas o vizinho mais próximo. Por estes critérios, a matriz escolhida é a *k-nearest*, que gera o mais alto valor *I* de Moran estatisticamente significativo. Segundo Almeida (2012), essa matriz, amplamente utilizada na literatura, baseia-se na distância geográfica, cuja vantagem de especificação é garantir que não existam “ilhas”, atribuindo o mesmo número de vizinhos a todas unidades espaciais.

Assim, por meio deste indicador de autocorrelação espacial pode-se rejeitar a hipótese de distribuição aleatória espacial do IOp-M no Rio Grande do Sul. A significância de uma autocorrelação positiva indica que municípios com elevados IOp-M estão rodeados por municípios com alto IOp-M, ou também, que municípios com baixos IOp-M estão cercados de semelhantes.

O quadro 2 mostra os Índices de Moran para a relação entre o IOp-M e seus vizinhos. Em contraste com a análise anterior, os diagramas de dispersão do quadro 1 mostram a relação do município com as ocupações setoriais no próprio município, enquanto a análise do *I* de Moran tenta capturar um efeito regional, ou de contágio das variáveis em questão.

<sup>5</sup> Para as especificidades das diferentes matrizes de contiguidade ver LeSage (1999) e Almeida (2012).

**Quadro 2.** Igualdade de oportunidades e estrutura produtiva nos municípios do Rio Grande do Sul, 2010.



Fonte: Elaboração própria.

Obs: a) as informações sobre ocupações por setor foram obtidas no Censo Demográfico de 2010 (IBGE); b) as informações sobre desigualdade de oportunidades foram obtidas em Figueiredo *et al.* (2013); c) os indicadores *I* de Moran globais foram calculados utilizando a matriz de pesos espaciais *k-nearest*, com  $n = 1$ .

Assim, apresenta-se em 2.a) um *I* de Moran Univariado, enquanto 2.b) a 2.f) mostram os *I* de Moran Bivariados considerando o IOp-M dos municípios e as variáveis selecionadas para representar a estrutura produtiva dos vizinhos.

Em 2.b) percebe-se que há evidências para afirmar que o IOp-M de um município é positivamente correlacionado com o percentual de ocupados na agricultura nos municípios vizinhos. Dessa forma, municípios que se encontrem em regiões predominantemente agrícolas tendem a apresentar desigualdades mais elevadas.

Nos quadros seguintes, 2.c), 2.d) e 2.e), apresenta-se a relação do IOp-M com variáveis produtivas do setor secundário e terciário da economia. A tendência é a mesma para indústria, serviços e comércio. O IOp-M do município tende a ser menor em regiões onde predominam essas atividades, com um papel de destaque para a indústria, por possuir uma inclinação mais proeminente que os demais.

Em 2.f), a tendência negativa para o setor público é semelhante à verificada para a agropecuária. Um município cercado por vizinhos altamente dependentes de empregos do setor público exhibe níveis de desigualdade de oportunidades superiores. Novamente, este fenômeno pode estar relacionado com a tendência de municípios com menor atividade econômica serem mais dependentes dos empregos no serviço público.

A fim de complementar a análise, o quadro 3 relaciona geograficamente a estrutura produtiva dos municípios do Rio Grande do Sul com os resultados dos índices de desigualdade de oportunidades. É realizado um mapeamento de *clusters*, através dos *Local Indicators of Spatial Association* (LISA).

Segundo Anselin (1995), o método LISA serve a dois propósitos: interpretar indicadores de grupos locais não estacionários ao longo do espaço e também revelar a influência de localidades individuais na magnitude de estatísticas globais, possibilitando identificar *outliers*. Na presente análise, foca-se no segundo objetivo.

Na abordagem LISA, as regiões coloridas em diferentes tons de azul e de vermelho exprimem as seguintes relações:

- AA = *cluster* do tipo alto-alto indica que valores elevados (acima da média) para a variável o IOp-M estão significativamente correlacionados com valores elevados das variáveis produtivas nos municípios vizinhos.
- BB = *cluster* do tipo baixo-baixo indica que valores baixos (abaixo da média) para a variável o IOp-M estão significativamente correlacionados com valores baixos das variáveis produtivas nos municípios vizinhos.

- BA = *cluster* do tipo baixo-alto indica que valores baixos (abaixo da média) para a variável o IOp-M estão significativamente correlacionados com valores elevados das variáveis produtivas nos municípios vizinhos.
- AB = *cluster* do tipo alto-baixo indica que valores elevados (acima da média) para a variável o IOp-M estão significativamente correlacionados com valores elevados das variáveis produtivas nos municípios vizinhos.

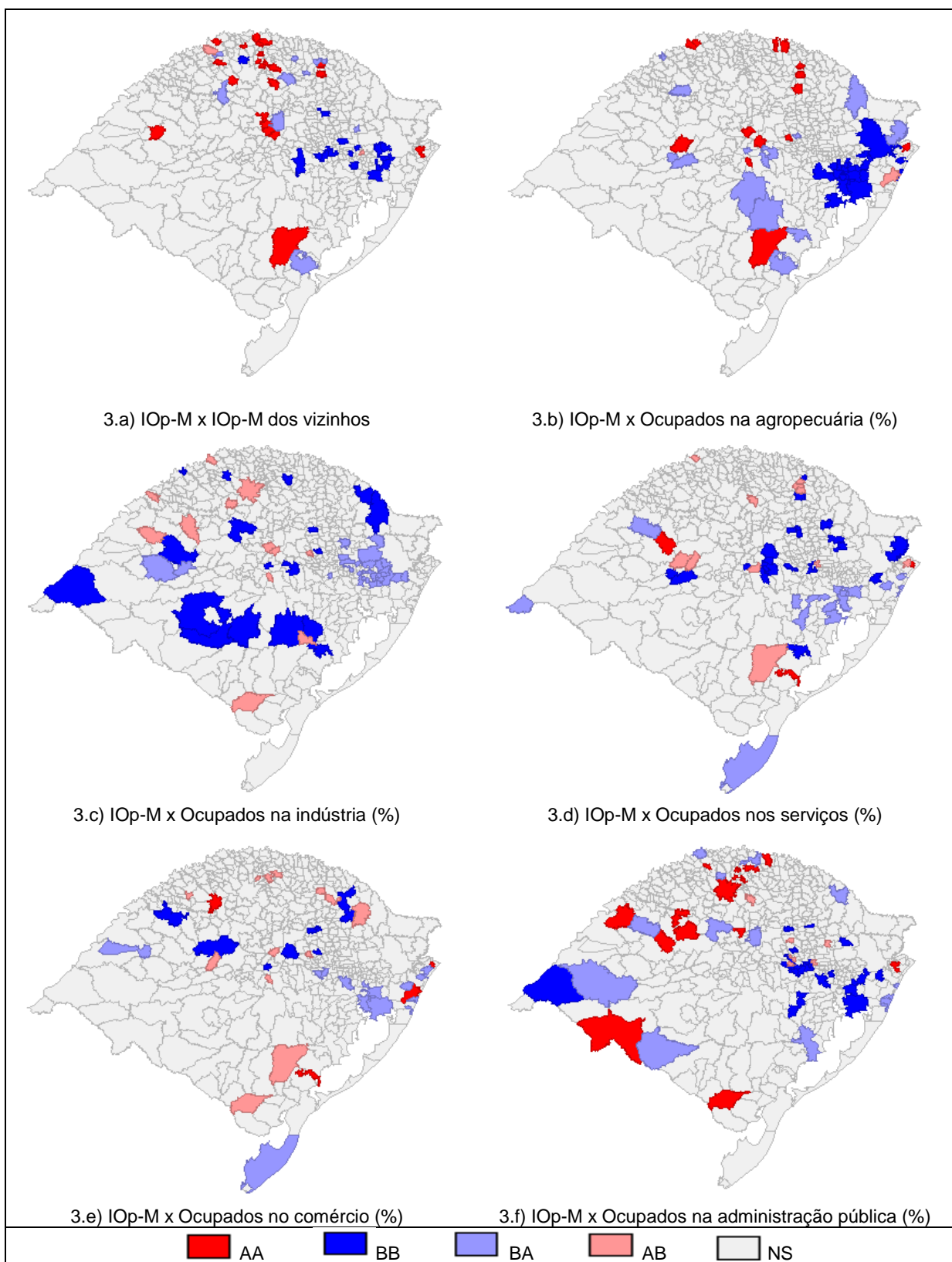
Em 3.a) do quadro 3, verifica-se a relação entre o IOp-M encontrado no município em relação ao IOp-M encontrado nos seus vizinhos ( $W\_IOp-M$ ). Pode-se visualizar a existência de um efeito predominantemente baixo-baixo (BB) entre alguns dos municípios da Região Metropolitana de Porto Alegre, no qual coincidem o baixo IOp-M do município e do vizinho mais próximo, e de forma mais dispersa na região centro-norte, *clusters* do tipo alto-alto. Em exercício análogo, com a presença do *outlier* Herval, os vizinhos do município sempre aparecem coloridos nas análises de transbordamento por estarem muito próximos de um município com o IOp-M mais elevado do país.

Em 3.b), considera-se a porção de trabalhadores ocupados na agropecuária como porcentagem do total de empregados do município. A Região Metropolitana apresenta o comportamento baixo-baixo por ter municípios com baixa desigualdade de oportunidades e uma baixa participação de trabalhadores ocupados na agropecuária. Os pontos de alto-alto aparecem dispersos no mapa.

No mapa 3.c), os municípios da Região Metropolitana apresentam predominantemente a relação baixo-alto. O município de Porto Alegre possui baixa participação da indústria nos empregos da cidade, porém, está cercado de vizinhos industrializados. As demais regiões em azul indicam locais nos quais a indústria dos vizinhos não é desenvolvida, ainda assim, estes municípios apresentam IOp-M relativamente baixos.

Os setores de serviços e comércio possuem comportamentos semelhantes. Em 3.d) e 3.e) analisa-se a participação desses setores. Porto Alegre apresenta um comportamento alto nos serviços e baixo no IOp-M. O gráfico 3.d) e 3.e) apresentam pequenos *clusters* dispersos ao longo do estado, com focos baixo-alto na Região Metropolitana e extremo sul.

**Quadro 3.** Clusters espaciais entre IOp-M e estrutura produtiva dos municípios do Rio Grande do Sul, 2010.



Fonte: Elaboração própria.

Obs: a) as informações sobre ocupações por setor foram obtidas no Censo Demográfico de 2010 (IBGE); b) as informações sobre desigualdade de oportunidades foram obtidas em Figueiredo *et al.* (2013); IOp-M = Indicador de desigualdade de oportunidades; AA = alto-alto; BB = baixo-baixo; BA = baixo-alto; AB = alto-baixo e NS = não significativo.

### 3.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo possibilitou mostrar a distribuição espacial das oportunidades no Rio Grande do Sul. Através do Índice de Desigualdade de Oportunidade Municipal, verificou-se que as oportunidades não são distribuídas de forma homogênea no território do Estado, com maior concentração na região metropolitana e algumas cidades do Norte. Em comparação, as regiões mais afastadas da capital e mais próximas da fronteira internacional contém um maior número de municípios com alto IOp-M, representando uma maior desigualdade.

Investigou-se o comportamento do IOp-M em face das diferentes estruturas produtivas dos municípios. Com isto, o foco recaiu sobre variáveis indiretamente relacionadas com o fenômeno das desigualdades de oportunidades. Nessa abordagem, interpreta-se as variáveis de estrutura produtiva como sendo variáveis meio e os indicadores de educação e saúde como sendo variáveis fins. No entanto, estas são dependentes das condições e oportunidades na esfera produtiva da economia. Mostrou-se que esses fatores de desigualdade não são distribuídos homogeneamente no território do Rio Grande do Sul.

De acordo com as análises realizadas, as variáveis produtivas constituem papel explicativo do cenário de desigualdade no Estado. A tendência indica que municípios com maior número relativo de trabalhadores atuando na agropecuária possuem maiores IOp-M, o que tem relação com a baixa escolaridade. Além da agricultura, municípios com maior ocupação no setor público estão relacionados diretamente com IOp-M mais altos. Este fenômeno pode estar relacionado com a tendência de municípios com menor atividade econômica serem mais dependentes dos empregos no serviço público.

A análise LISA permitiu verificar a presença de efeitos de transbordamento do Índice de Oportunidades de uma cidade para seus vizinhos. A formação de *clusters* espaciais mostra que alguns municípios sofrem dependência espacial, ou seja, há um processo de “contágio” entre os municípios da região. Desta forma, pode-se dizer que as condições que produzem igualdade ou desigualdade de oportunidade geram resultados que se propagam do local onde ocorrem para os locais que estão na sua vizinhança.

Os municípios da região metropolitana de Porto Alegre formam um *cluster* de baixa desigualdade de oportunidades. A região é fortemente industrializada e com grande participação dos setores de serviços e comércio, atraindo mão de obra com maior escolaridade. Pode-se dizer que nessa região, a menor desigualdade de oportunidades sugere o menor papel das circunstâncias como determinante dos resultados individuais e uma recompensa mais adequada pelo esforço.



O caso contrário deste contágio advém do fato de o Rio Grande do Sul possuir o município com maior desigualdade de oportunidades do Brasil, Herval. Isso faz com que os gráficos apresentem efeitos de transbordamento de alta desigualdade significativa entre seus vizinhos. Porém, o caso deve ser tratado com cuidado já que as causas do resultado de Herval ser tão elevado ainda são desconhecidas e podem conter alguma anomalia que requer uma investigação mais profunda.

Por fim, pela interpretação do Princípio da Compensação de Roemer (1998b) a regra alocativa de recursos públicos demandaria um direcionamento das políticas públicas para as regiões com maiores IOp e mais dependentes do serviço público e agricultura. Nesses locais, o retorno do esforço é limitado pelas circunstâncias do mercado de trabalho. Por outro lado, os municípios com maior participação da indústria, comércio e serviços tem necessidades menores de compensações por recursos públicos, por demandarem mão de obra mais especializada, cuja formação requer níveis consideráveis de esforço. As formas mais efetivas de compensação e as políticas adequadas para a redução das desigualdades de oportunidades no mercado de trabalho serão objeto de estudo em trabalhos posteriores.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS DO ENSAIO II

ALMÁS, Ingvild. **Equalizing income versus equalizing opportunity: A comparison of the United States and Germany**. Research on Economic Inequality, v. 16, p. 129-156, 2008.

ALMÁS, I.; CAPPELEN, A.; LIND, J.; SØRENSEN, E.; TUNGODDEN, B. **Measuring unfair (in)equality**. Journal of Public Economics, 95, 488-499, 2011.

ALMEIDA, Eduardo. **Econometria espacial**. Campinas-SP: Alínea, 2012.

ANSELIN, Luc. **Local indicators of spatial association—LISA**. Geographical analysis, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics**, 1999. Disponível em: <[http://www.csiss.org/learning\\_resources/content/papers/baltchap.pdf](http://www.csiss.org/learning_resources/content/papers/baltchap.pdf)>. Acesso em 15 de julho de 2016.

BARROS, Ricardo Paes de; FERREIRA, Francisco H. G.; VEGA, José R. M.; SAAVEDRA, James S. **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. World Bank Publications, 2009.

BAUMONT, Catherine. **Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?**. Université de Bourgogne. 2004.

BOSSERT, W. **Redistribution Mechanisms Based on Individual Characteristics**. Mathematical Social Sciences, v. 29, p. 1-17, 1995.

BOURGUIGNON, François; FERREIRA, Francisco HG; MENENDEZ, Marta. **Inequality of opportunity in Brazil**. Review of income and Wealth, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007.

CAPPELEN, A.; TUNGODDEN, B. **Fairness and the proportionality principle**. NHH Discussion Paper, n. 31, 2007.

CHECCHI, Daniele; PERAGINE, Vito. **Regional disparities and inequality of opportunity: the case of Italy**. IZA Discussion Paper No. 1874, 2005.

CUESTA, Jose. **Social spending, distribution, and equality of opportunities: opportunity incidence analysis**. World Bank Policy Research Working Paper, n. 6489, 2013.

DEVOOGHT, Kurt. **To each the same and to each his own: A proposal to measure responsibility-sensitive income inequality**. Economica, v. 75, p. 280-295, 2008.

FERREIRA, Francisco H.G.; GIGNOUX, Jérémie. **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.

FIGUEIREDO, E. A. de, SILVA, M. V. A. e, LIMA, J. R. F. de, BRITO, D. J. M. **Uma proposta para mensuração dos índices de desigualdade de oportunidade municipais**. Texto para Discussão n. 15, PPGE/UFPB: Núcleo de estudos em Economia Social, 2013.

FIGUEIREDO, E. A. de, SILVA, M. V. A. e, LIMA, J. R. F. de, BRITO, D. J. M. **Desigualdade de Oportunidades Municipais**. PPGE/UFPB: Núcleo de estudos em Economia Social. Disponível em: <<http://nucleodeestudosemeco.wix.com/nees#!clients/c1tsl>> Acesso em: 20/04/2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Demográfico (2010)**. Versão Digital.

KONOW, J.. **A positive theory of economic fairness**. Journal of Economic Behavior and Organization, v. 31, p. 13-35, 1996.

LESAGE, J. P. **Spatial Econometrics**. Departamento de Economia, University of Toledo, 1999.

ROEMER, John E. **Theories of distributive justice**. Harvard University Press, 1998a.

ROEMER, John E. **Equality of Opportunity**. Harvard University Press. 1998b.

ROEMER, John E. **On several approaches to equality of opportunity**. Economics and Philosophy, v. 28, n. 02, p. 165-200, 2012.

SEN, Amartya. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

#### 4. CONCLUSÃO GERAL

No presente estudo mostrou-se que as oportunidades, definidas como igualdade no acesso à renda, não estão homogeneamente distribuídas no território do Brasil. Estados das Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste oferecem melhores condições de igualdade de oportunidades, apresentando um cenário mais justo de remuneração do esforço. Nos estados do Nordeste e Norte, as circunstâncias, definidas como características dos trabalhadores sobre as quais estes não possuem controle, possuem maior peso na determinação da renda e acesso às oportunidades.

O primeiro ensaio mostrou que a desigualdade tem se reduzido no Brasil. Entre 2001 e 2014, a disparidade de renda, mensurada pelo índice MLD, caiu expressivamente de 0,55 para 0,40. Composto estes valores, 0,106 e 0,066 são os valores da desigualdade de oportunidades absoluta. No período, a desigualdade de renda total caiu 27,2% e a de oportunidades 37,37%. Da queda na desigualdade total, 53% se deve à queda na parcela injusta da desigualdade, enquanto a parcela justa representa 47% da redução.

O peso das circunstâncias da desigualdade de oportunidades se manteve praticamente constante, com 58% para a informalidade do trabalhador, 27% para as diferenças de cor e 14% das diferenças de sexo. Comparando a renda dos grupos por circunstâncias, mostra-se que a renda média do grupo em maior desvantagem, “mulheres não brancas informais”, é de apenas 29,5% da renda do grupo em maior vantagem, “homens brancos formais”. Todavia, os grupos em maior desvantagem foram os que mais se beneficiaram do crescimento da renda entre 2001 e 2014.

Entre os estados, Santa Catarina oferece o melhor índice de oportunidades, enquanto o Piauí ocupa a última posição. Ficou clara a desvantagem relativa da região Norte e Nordeste, regiões que apresentam sistematicamente os índices de desigualdade de oportunidades mais elevados.

Analisando especificamente o estado do Rio Grande do Sul, o segundo ensaio mostrou que a estrutura produtiva constitui papel explicativo do cenário de desigualdade de oportunidades. A tendência indica que municípios com maior número relativo de trabalhadores atuando na agropecuária possuem maiores IOp-M, o que tem relação com a baixa escolaridade. Além da agricultura, municípios com maior ocupação no setor público estão relacionados diretamente com IOp-M mais altos.

Os municípios da região metropolitana de Porto Alegre formam um *cluster* de baixa desigualdade de oportunidades. O caso contrário deste contágio advém do fato de o Rio Grande

do Sul possuir o município com maior desigualdade de oportunidades do Brasil, Herval. Isso faz com que os gráficos apresentem efeitos de transbordamento de alta desigualdade significativa entre seus vizinhos. Com a formação de *clusters*, pode-se dizer que as condições que produzem igualdade ou desigualdade de oportunidade geram resultados que se propagam do local onde ocorrem para os locais que estão na sua vizinhança.

## APÊNDICE A – Rotinas da programação em R

Reconhece-se na disponibilização dos dados e rotinas empregados no trabalho, a importância de facilitar a reprodutibilidade da pesquisa científica a fim de sua verificação, contestação e avanço. O acesso aos dados e esclarecimentos posteriores podem ser requisitados pelo e-mail: [willianadamczyk@yahoo.com.br](mailto:willianadamczyk@yahoo.com.br)

### A.1. Estimação e Decomposição do IOP do Ensaio I

```
# Carregando os pacotes
library(readstata13) # Garbuszuz et al. (2016)
library(relaimpo)    # Grömping e Matthias (2013)
library(ineq)        # Kleiber e Zeileis (2014)

# Função de cálculo do IOP
iop = function(y,x1,x2,x3){
  reg = lm(log(y)~x1+x2+x3, data=data) # OLS do log da variável renda
  ineq.fitted = ineq(exp(fitted(reg)), parameter = 1, type = c("Theil")) # Theil-L do exp dos ajustados
  ineq.sample = ineq(y, parameter = 1, type = c("Theil")) # Theil-L da renda amostral
  iop.r = ineq.fitted/ineq.sample
  return(c(ineq.fitted,iop.r,ineq.sample))
}

# Cálculo do Brasil - 2014
setwd("F:/Dados/PNADS Prontas")
data = read.dta13("PES2014.dta")
data = subset(data, age<=65)

# Estimação
a = iop(data$wage,data$sex,data$race,data$formal)

iop.br14 = a[1]
iopr.br14 = a[2]
mld.br14 = a[3]

# Decomposição
ols.sat = lm(log(wage)~sex+race+formal, data=data)
rim.boot = boot.relimp(ols.sat, type = c("lmg"), rela = TRUE, rank=TRUE, b = 100)
rime.boot = booteval.relimp(rim.boot)

sex.br14 = rime.boot@lmg[1]
race.br14 = rime.boot@lmg[2]
form.br14 = rime.boot@lmg[3]

# O mesmo cálculo é feito para cada Estado para cada ano de 2001 a 2014.
```

## A.2. Gráficos do Ensaio I

```
# Carregando os pacotes
library(ggplot2)    # Wickham et al. (2016)
library(reshape)   # Wickham (2016)

# Lendo dos dados
setwd("F:/Dissertação de Mestrado/Ensaio II/Dados")
desig = read.csv2("Medidas de Desigualdade - Brasil.csv")
summary(desig)

names(desig) = c("Ano", "IOp-Absoluto", "IOp-Relativo", "MLD", "Sexo", "Cor", "Formal")
summary(desig)

## Figura 1 - Desigualdade Total e de Oportunidades no Brasil (2001 - 2014) ##
# Preparando os dados
graphdata2 = subset(desig, select = c("Ano", "IOp-Absoluto", "MLD"))
names(graphdata2) = c("Ano", "IOp-Absoluto", "MLD Total")
graphdata2$`MLD Total` = graphdata2$`MLD Total` - graphdata2$IOp-Absoluto`
graphdata2 = melt(graphdata2, id.vars = "Ano")
names(graphdata2) = c("Ano", "Desigualdade", "Valor")

# Plotando o gráfico de barras
p.21 = ggplot(graphdata2, aes(x=Ano, y=Valor, fill=Desigualdade)) + geom_bar(stat = "identity") +
  scale_fill_manual(values = c("IOp-Absoluto"="dimgrey", "MLD Total"="grey"))

p.21 + theme_light() +
  scale_x_continuous(name="Ano", limits=c(2000, 2015), breaks = c(seq(2001,2014, by=1))) +
  scale_y_continuous(name="Valor", limits=c(0, 0.7), breaks = c(seq(0,0.7, by=0.05)))

## Figura 2 - Desigualdade Relativa (2001 - 2014) ##
# Preparando os dados
graphdata3 = subset(desig, select = c("Ano", "IOp-Relativo", "MLD"))
names(graphdata3) = c("Ano", "IOp-Relativo", "Total")
graphdata3$Total = 1 - graphdata3$IOp-Relativo`
graphdata3 = melt(graphdata3, id.vars = "Ano")
names(graphdata3) = c("Ano", "Desigualdade", "Valor")

# Plotando o gráfico de barras
p.3 = ggplot(graphdata3, aes(x=Ano, y=Valor, fill=Desigualdade)) + geom_bar(stat = "identity") +
  scale_fill_manual(values = c("IOp-Relativo"="dimgrey", "Total"="grey"))

p.3 + theme_light() +
  scale_x_continuous(name="Ano", limits=c(2000, 2015), breaks = c(seq(2001,2014, by=1))) +
  scale_y_continuous(name="Valor", limits=c(0,0.3), breaks = c(seq(0,0.5, by=0.05)))

## Figura 3 - Contribuição relativa das circunstâncias para desigualdade ##
# Preparando os dados
graphdata = subset(desig, select = c("Ano", "Formal", "Cor", "Sexo"))
names(graphdata) = c("Ano", "Formalidade", "Cor", "Sexo")
graphdata = melt(graphdata, id.vars = "Ano")
names(graphdata) = c("Ano", "Circunstância", "Valor")
```

```
# Plotando o gráfico de linhas
p.1 = ggplot(graphdata, aes(x = Ano, y = Valor, linetype=Circunstância, ymin=0.0, ymax=1)) +
  geom_line(size=1) + xlab("Ano") + ylab("Valor") + theme_light()
p.1 + scale_x_continuous(name="Ano", limits=c(2001, 2014), breaks = c(seq(2001,2014, by=1))) +
  scale_y_continuous(name="Valor", limits=c(0, 0.75), breaks = c(seq(0,1, by=0.05))) +
  scale_linetype_manual(values=c(1,2,3))
```

R version 3.3.1 (2016-06-21) -- "Bug in Your Hair". Copyright (C) 2016 The R Foundation for Statistical Computing. Platform: x86\_64-w64-mingw32/x64 (64-bit).