

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

**FELIPE LEMOS DE ARRUDA**

**ÍNDICE DE OPORTUNIDADE HUMANA: MENSURAÇÃO A PARTIR DOS DADOS  
DA PNAD 2015**

**PORTO ALEGRE  
2021**

**FELIPE LEMOS DE ARRUDA**

**ÍNDICE DE OPORTUNIDADE HUMANA: MENSURAÇÃO A PARTIR DOS DADOS  
DA PNAD 2015**

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

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior

**PORTO ALEGRE**

**2021**

## CIP - Catalogação na Publicação

de Arruda, Felipe Lemos  
Índice de Oportunidade Humana: mensuração a partir  
dos dados da PNAD 2015 / Felipe Lemos de Arruda. --  
2021.

80 f.

Orientador: Sabino da Silva Pôrto Júnior.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) --  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade  
de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas,  
Porto Alegre, BR-RS, 2021.

1. Desigualdade de Oportunidade. 2. Justiça  
Distributiva. I. Júnior, Sabino da Silva Pôrto, orient.  
II. Título.

**FELIPE LEMOS DE ARRUDA**

**ÍNDICE DE OPORTUNIDADE HUMANA: MENSURAÇÃO A PARTIR DOS  
DADOS DA PNAD 2015**

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

Aprovado em: Porto Alegre, 24 de novembro de 2021

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior - Orientador

UFRGS

---

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro

UFRGS

---

Prof. Dr. Luiza Peruffo

UFRGS

## **AGRADECIMENTOS**

Primeiramente, gostaria de agradecer àqueles que estiveram todo dia ao meu lado durante essa caminhada acadêmica, a minha família. Desde o período inicial de minha vida, eles me forneceram todos recursos necessários para que eu pudesse alcançar os meus objetivos, como a graduação. O amor e o carinho deles foram meus alicerces. Em especial, três pessoas que hoje me iluminam do céu: Neracema Brasileiro de Arruda, Alexandre Rocha Lemos e Neusa Maria de Fraga Lemos. Ambos dedicaram suas vidas para que eu pudesse prosperar na minha. A dor da saudade ameniza-se com a felicidade em saber que comemoramos juntos nossas conquistas, seja no céu seja na terra.

Segundamente, aos meus caros amigos que me auxiliaram, incentivaram, riram e sofreram comigo. Obrigado a todos. Um adendo aos “econoamigos”, amizades construídas nos corredores e salas de aula da faculdade. Que possamos seguir nos fortalecendo, pois, afinal, a vida é menos difícil com amigos do lado. Agradeço, também, ao Jonas, pela ajuda com o software R.

Por fim, obrigado a todos professores e funcionários da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Os conhecimentos obtidos durante esses anos serão para sempre essenciais no decorrer da minha vida profissional e pessoal. Torcemos para que, no futuro, cada vez mais crianças tenham a oportunidade de frequentar o ensino superior público e de qualidade, independente de seus contextos familiares. Em especial, a Sabino Porto Júnior, orientador do presente trabalho, Sergio Marley Modesto Monteiro, Luiza Peruffo e Pedro Cesar Dutra Fonseca, por me inspirarem em ser o melhor economista possível.

“It is at the heart of the concern about the ability of society to increase opportunity for the most disadvantaged and provide a level playing field to all individuals. It is critical to an understanding of attitudes toward inequality and, hence, attitudes toward redistribution, which will influence the political economy framework under which public policy is defined” (Barros et al., 2009, p. 45)

“Whenever we diminish equality of opportunity, we are not using one of our most valuable assets - our people - in the most productive way possible” (STIGLITZ, 2015, p. 117)

## RESUMO

De acordo com John Roemer, vantagens ou resultados obtidos pelos indivíduos são determinados por fatores de responsabilidade individual, como esforço, e fatores exógenos ao indivíduo, chamados de circunstâncias, como raça, gênero e local de nascimento. Nesse sentido, igualdade de oportunidade consiste em prover as mesmas oportunidades para pessoas de diferentes circunstâncias. Assim, apenas o esforço individual será o determinante do resultado. Por meio dessa concepção de igualdade de oportunidade, o presente estudo mensura o Índice de Oportunidade Humana, conforme desenvolvido por Barros et al. (2009) a partir dos dados da PNAD 2015 para cinco serviços básicos: água, saneamento, eletricidade, frequência escolar e sexta série no tempo ideal. O IOH mede quão igualitário é o acesso a serviços básicos no Brasil entre crianças de diferentes circunstâncias. Esse estudo concluiu que o Brasil apresentou significativo avanço na cobertura desses serviços. No entanto, saneamento e sexta série no tempo ideal apresentaram lacunas de oportunidades entre crianças de diferentes circunstâncias.

**Palavras-chave:** Índice de Desigualdade de Oportunidade; Índice de Oportunidade Humana; Brasil; Justiça distributiva.

## **ABSTRACT**

According to John Roemer, advantages or results obtained by individuals are determined by factors of individual responsibility, such as effort and factors exogenous to the individual, called circumstances, such as ethnicity, gender, place of birth. Equal opportunity is about providing the same opportunities for people of different circumstances. Thus, only individual effort will determine the result. Through this concept of equality of opportunity, this study measures the Human Opportunity Index (HOI) as developed by Barros et al. (2009) through PNAD 2015 data for five basic services: water, sanitation, electricity, school attendance and sixth grade on time. The HOI measures how equal access to basic services in Brazil is among children of different circumstances. This study concluded that Brazil has made a significant advance in the coverage of these services. However, sanitation and sixth grade on time presented gaps in opportunity among children of different circumstances.

**Keywords:** Inequality of Opportunity Index; Human Opportunity Index; Brazil; Distributive Justice.



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Probabilidade hipotética de acesso à saneamento de acordo com os anos de escolaridade parental. ....	36
---	----

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – IOH geral dos países latinos e caribenhos, 1995-2005 .....	41
Tabela 2 - Divisão dos quintis de renda domiciliar per capita.....	48
Tabela 3 - Distribuição hipotética da população de crianças de 0 a 16 anos.....	49
Tabela 4 - Distribuição hipotética de saneamento.....	50
Tabela 5 - Lacunas de oportunidade hipotéticas.....	50
Tabela 6 - Cobertura geral dos serviços básicos brasileiros em 2015. ....	53
Tabela 7 - D-index dos serviços básicos brasileiros, 2015.....	54
Tabela 8 - IOH dos serviços básicos brasileiros, 2015.....	54
Tabela 9 - IOH brasileiro para educação, condições domiciliares e geral, 2015. ....	55
Tabela 10 - Efeito escala e efeito distribuição dos serviços básicos brasileiros, 2015. .....	56
Tabela 11 - Cobertura, D-index e o IOH dos serviços básicos brasileiros, 1995-2005. .....	56

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>10</b>
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA .....</b>	<b>12</b>
2.1 ÍNDICE DE OPORTUNIDADE - (IOH).....	33
<b>3 BASE DE DADOS E METODOLOGIA .....</b>	<b>47</b>
<b>4 RESULTADOS.....</b>	<b>53</b>
<b>5 CONCLUSÃO .....</b>	<b>58</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>60</b>
<b>ANEXOS .....</b>	<b>62</b>
<b>APÊNDICES .....</b>	<b>66</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Desigualdade de renda medida pelo índice de Gini<sup>1</sup> altera-se significativamente entre as regiões do mundo. O Gini varia entre 0 e 1, sendo 0 igualdade perfeita e 1 desigualdade perfeita. Segundo a OCDE (2021), países nórdicos, como Noruega e Dinamarca, possuem baixos níveis de desigualdade de renda, isto é, 0,262 e 0,264, respectivamente. Enquanto países latino-americanos, como Chile e México, apresentam valores maiores, 0,460 e 0,495. O Brasil, com 0,54, é um dos países mais desiguais do mundo, estando perto dos países africanos.

Embora a desigualdade de renda seja uma métrica importante para entender o estado do bem-estar social de um país, não há uma análise sobre os determinantes do resultado individual, como a renda. De acordo com Roemer (1998), desigualdade de oportunidade é um campo de estudo que busca dividir a parcela da desigualdade de resultado, que pode ser atribuída a fatores exógenos à pessoa e à parcela atribuída a fatores de responsabilidade própria de cada indivíduo. Nesse viés, gênero, raça e local de nascimento são exemplos de fatores fora do controle pessoal, que são chamados de circunstâncias. O nível de esforço, por sua vez, corresponde a um fator de responsabilidade individual. Apenas fatores de responsabilidade individual deveriam influenciar no resultado dos indivíduos. Assim, “Nivelar o campo de jogo”<sup>2</sup> consiste em distribuir igualmente as oportunidades entre as pessoas durante sua vida, para que tenham a chance de conquistar o resultado que almejam (ROEMER, 1998).

Por tornar o indivíduo responsável por aquilo que, de fato, controla, a igualdade de oportunidade ganhou força como conceito de justiça distributiva em grande parte das economias ocidentais (CHECCI; PERAGINE, 2009). Outrossim, quando filhos de pais pobres possuem maiores chances de permanecer pobres do que ascender socialmente, o ciclo da desigualdade de renda persiste. Desse modo, quebrar esse ciclo de baixa mobilidade intergeracional passa por equalizar as oportunidades entre indivíduos de diferentes circunstâncias. (BARROS et al., 2009).

Com essa ideia de igualdade de oportunidade em mente, Barros et al. (2009) desenvolveram uma maneira de mensurar o quão igualitário é o acesso a serviços

---

<sup>1</sup> O coeficiente de Gini é baseado na comparação das proporções cumulativas da população com as proporções cumulativas da renda. (OCDE, 2021).

<sup>2</sup> “Level the playing field”. Tradução livre.

básicos entre crianças de diferentes circunstâncias chamado Índice de Oportunidade Humana<sup>3</sup>. O presente estudo calculou o IOH para água, saneamento, eletricidade, frequência escolar e sexta série no tempo ideal para o Brasil no ano de 2015. Assim sendo, o recorte temporal dessa pesquisa se dá a partir de uma análise comparativa entre a década de 1995 e 2005 estudada por Barros et al., no estudo “Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean” (2009), e a década seguinte, entre 2005 e 2015, com ênfase no ano de 2015. Os dados mostram um progresso considerável para ambos serviços. Ainda assim, os resultados obtidos são heterogêneos. Enquanto água, eletricidade e frequência escolar estão perto da universalização, saneamento e sexta série no tempo ideal apresentaram maior nível de desigualdade de oportunidade no acesso a esses serviços entre crianças de diferentes circunstâncias.

Portanto, esse estudo é composto por cinco seções, sendo a primeira destas a introdução. A seção 2 revisa a literatura teórica e empírica sobre desigualdade de oportunidade. Logo após, na seção 3, é apresentado a base de dados e metodologia. A seção 4 consiste nos resultados encontrados do IOH no ano de 2015 para os serviços básicos brasileiros. Por fim, a seção 5 apresenta as conclusões desse estudo.

---

<sup>3</sup> Human Opportunity Index. Tradução livre.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção, inicialmente, apresentaremos breves comentários acerca dos antecedentes do debate sobre igualdade de oportunidade. Em seguida, mostraremos uma breve revisão teórica e empírica sobre igualdade de oportunidade, com base no trabalho do economista John Roemer chamado *Equality of Opportunity*, de 1998. Por fim, revisaremos a literatura referente ao Índice de Oportunidade Humana guiado pelo estudo original de Barros et al. (2009).

John Rawls (1971) foi pioneiro na preocupação com a distribuição igual de oportunidades. A abordagem de justiça rawlsiana põe a equidade de oportunidade, a responsabilidade e a imparcialidade no centro do debate sobre justiça distributiva. Ele acredita que desigualdades são injustas quando resultam em desvantagens para alguns. Sendo assim, seu critério de justiça distributiva foca nas oportunidades iguais, principalmente para os menos favorecidos (RAWLS, 1971).

Antes de Rawls, a tônica dos estudos centrava-se na distribuição de resultados. Após seu trabalho, o foco das teorias de justiça distributiva passou da distribuição de resultados para a distribuição de oportunidades entre os indivíduos. Logo, não se nega a responsabilidade individual. A partir dessa diferença entre distribuição de resultados e distribuição de oportunidades, Dworkin (1981) acredita que equidade consiste na equalização de recursos ou oportunidades entre os indivíduos, deixando que suas preferências ou escolhas definam seus atributos. Nesse sentido, as preferências são de responsabilidade da pessoa. Assim, os atributos podem divergir, desde que sejam causados por preferências distintas. (DWORKIN, 1981).

O estudo de Roemer (1998) foi o início da formalização da maneira como políticas que visam igualdade de oportunidade devem ser desenvolvidas. De acordo com o autor, há dois tipos de fatores que determinam as vantagens ou resultados que os indivíduos alcançam: os fatores em que a pessoa é a responsável, como o nível de esforço individual; e fatores de não responsabilidade da pessoa, que estão além do seu controle ou autonomia. Fatores de não responsabilidade são chamados, também, de circunstâncias, como gênero, raça, local de nascimento, dentre outros. Dessa maneira, obter uma vantagem ou resultado, então, deve ser conquistada apenas por fatores de esforço e de responsabilidade da pessoa. Assim, “nivelar o campo de jogo” consiste em criar oportunidades iguais para pessoas com diferentes circunstâncias. (ROEMER, 1998).

Desse modo, sendo o resultado definido pelos fatores de responsabilidade individual, como esforço, e fatores de não responsabilidade, circunstâncias, o conceito de igualdade de oportunidade defende a neutralização da desigualdade de resultado proveniente de diferentes circunstâncias, mas não de diferentes níveis de esforço. A desigualdade de resultado causada por fatores que a pessoa não controla é vista como injusta. (ROEMER, 1998).

Ademais, Peragine (2004) ressalta o caráter igualitário que as políticas devem ter ao reforçar que estas devem ser focadas em compensar as desvantagens que certas pessoas possuem decorrentes de suas circunstâncias, ou seja, decorrentes de fatores que não estão sob controle ou autonomia de escolha dos indivíduos. Assim, a sociedade deveria compensar a falta de oportunidades oriundas de fatores que não são de responsabilidade individual. Tal foco configura o que Peragine (2004) chama de Princípio de Compensação. Por outro lado, o aspecto da obtenção de vantagens por parte dos indivíduos decorrem de escolhas diretas de responsabilidade do indivíduo, como a escolha de quanto esforço realizar para alcançar uma aprovação no trabalho de conclusão de curso, por exemplo. Então, o Princípio de Responsabilidade consiste na diferença de resultado decorrente do grau de esforço pessoal realizado pelos indivíduos, ou seja, decorrente de responsabilidade individual, que não deve ser compensados (PERAGINE, 2004). Portanto, políticas que buscam equalizar oportunidades devem, portanto, visar resultados obtidos por indivíduos que dependam apenas de fatores de sua responsabilidade.

Roemer (1998) destaca que um grupo de pessoas com as mesmas circunstâncias compõem um “tipo”. Cada tipo possui uma distribuição de propensão a se esforçar distinta e que depende das circunstâncias da pessoa. Nesse sentido, as escolhas individuais, como a disposição de fazer esforço, acabam sendo afetadas pelas circunstâncias. Por exemplo, crianças de famílias de baixa renda que habitam ambientes nocivos terão uma propensão a se esforçar diferente das crianças de famílias ricas. (ROEMER, 1998).

Diante disso, digamos que há dois tipos: A e B. O tipo A tem uma média de esforço de 6, entre 0 e 10; enquanto o B a média é de 4, também entre 0 e 10. Se crianças dos dois tipos exercem 6 de esforço, a criança do tipo B realizou um esforço maior relativo ao seu grupo quando comparada com a criança A. Roemer (1998) acredita que uma política que visa igualdade de oportunidade deve distribuir recursos de um jeito que equalize os resultados para todos aqueles que tiveram o mesmo nível

de esforço relativo ao seu tipo. Assim, igualdade de oportunidade implica que os indivíduos de diferentes tipos, uma vez tendo empregado o mesmo nível de esforço, tenham o mesmo resultado, sendo o nível de esforço de responsabilidade do indivíduo. (ROEMER, 1998).

Desse modo, o que constitui responsabilidade é uma questão relevante quando pensamos nas consequências que escolhas individuais implicam. Como exemplo, pensemos na situação em que um adolescente, devido às suas circunstâncias vulneráveis, precise faltar mais aulas que outros colegas, os quais não possuem circunstâncias vulneráveis. Nesse caso, qual o grau de responsabilidade individual desse adolescente em sua menor frequência escolar? Segundo Roemer (1998), Dworkin (1981) acredita que as pessoas devem sofrer as consequências de suas ações, mesmo que oriundas de fatos parcialmente ou totalmente sob seu controle. A visão dworkiana é motivada pelo medo das pessoas perderem sua integridade, caso não sofram as consequências de suas atitudes (ROEMER, 1998).

Assim sendo, Roemer (1998) contrapõe o pensamento de Dworkin (1981) ao afirmar que escolhas como faltar aula para um adolescente de um grupo com circunstâncias vulneráveis são muitas vezes influenciadas pela necessidade, ou seja, as suas escolhas são ajustadas de acordo com suas circunstâncias. Diferenciar *responsability* (responsabilidade) de *accountability* (prestação de contas) permite manter um padrão moral em relação a ações tomadas, mas não punir uma atitude que apenas um super-humano evitaria de acordo com suas respectivas circunstâncias. (ROEMER, 1998).

O escopo do princípio de igualdade de oportunidade depende da seleção dos fatores de responsabilidade individual e também dos fatores que não estão sob controle ou autonomia da pessoa. Circunstâncias são fatores que o indivíduo não controla, como gênero, raça, local de nascimento, dentre outros. Roemer (1998) ressalta que não há uma definição exata se um fator que influencia o resultado obtido por um indivíduo corresponde a uma circunstância ou não. Para exemplificar, o autor levanta a questão se o QI, quociente de inteligência, deve ser considerado uma circunstância ou não. Para muitas pessoas, o QI é uma característica exógena que a pessoa não controla, ou seja, não haveria como escolher o grau de inteligência ao nascer. Entretanto, há quem defenda que o QI reflete o esforço realizado pelo indivíduo, responsabilizando-o sobre o nível de seu QI. (ROEMER, 1998).



Ademais, a maneira como serão alocados os recursos depende do resultado ou vantagem analisada, das circunstâncias que formam os tipos e da medida de responsabilidade individual, ou seja, o nível de esforço realizado. (ROEMER, 1998).

Além disso, esse autor ainda acrescenta que

Deve-se escolher uma medida de sucesso ou vantagem, uma definição de tipo, uma medida de esforço, um conjunto de políticas admissíveis, a forma específica das regras de alocação e, finalmente, o método pelo qual os recursos são finalmente entregues aos indivíduos em questão. (ROEMER, 1998, p.114).

Ainda, de acordo com Roemer (1998), há duas visões sobre igualdade de oportunidade nas economias ocidentais.. A primeira consiste em "nivelar o campo de jogo", que seria promover oportunidades iguais a todas as pessoas de diferentes circunstâncias. A segunda, chamada de "não-discriminatória", baseia-se na ideia de que, para dada posição, como uma prova para tornar-se cirurgião, apenas atributos relevantes, como a nota da prova, são critérios de escolha do melhor candidato para posição. Gênero, raça do indivíduo, por exemplo, não devem importar na seleção de candidatos. A segunda visão nada diz sobre como tais atributos foram adquiridos pelas pessoas. As oportunidades de obtenção de conhecimentos necessários para tirar uma boa nota na prova de cirurgião não são relevantes na segunda visão. Assim, a visão de "nivelar o campo de jogo" busca compensar possíveis oportunidades desiguais para obter-se atributos relevantes de determinada posição ou resultado. (ROEMER, 1998).

Na prova para se tornar cirurgião, devemos adotar uma abordagem não-discriminatória e, independente de características exógenas à pessoa, como gênero, raça, dentre outros, avaliar apenas a nota obtida por cada candidato? Devemos baixar a nota da prova para que pessoas de grupos com escassez de oportunidades possam também passar? Ou, então, prover políticas que visam equalizar as oportunidades para que todos aqueles que desejam se tornar cirurgião desenvolvam os atributos necessários para realização da prova? Roemer (1998) acredita que a visão de "nivelar o campo de jogo" seja aplicada quando lidamos com a aquisição de um atributo relevante para determinada posição. Nesse caso, a posição consiste em tornar-se cirurgião. Nesse viés, tirar uma boa nota na prova deve depender apenas do esforço individual de cada candidato e não de diferentes oportunidades. Por outro viés, para as notas da prova, o princípio adotado seria o não-discriminatório. Independente das

características exógenas a pessoa, apenas às pessoas com melhores notas passam na prova e tornam-se cirurgiões. (ROEMER, 1998).

Assim, Roemer (1998) afirma que:

[...] existe, na noção de igualdade de oportunidades, um “antes” e um “depois”: antes do início da competição, as oportunidades devem ser equalizadas, por intervenção social se necessário, mas depois de iniciada os indivíduos ficam por conta própria. As diferentes visões de oportunidades iguais podem ser categorizadas de acordo com onde colocam a porta de partida que separa “antes” de “depois”. (ROEMER, 1998, p. 2)

Resumindo até aqui, fatores que determinam o resultado obtido pelo indivíduo são divididos em circunstâncias e esforço. Circunstâncias são fatores exógenos à pessoa, como raça, gênero, contexto familiar, dentre outros. O esforço, por outro lado, é um determinante do resultado afetado pela escolha individual. A partir da separação da população em tipos que compartilham as mesmas circunstâncias, Roemer (1998) define que uma política com o objetivo de igualar oportunidades consiste em equalizar o resultado para cada centil de distribuição de esforço entre os diferentes tipos (BOURGUIGNON et al., 2007).

Desse modo, entende-se que igualdade de oportunidade ocupa cada vez mais espaço como conceito de justiça social ideal em economias ocidentais, e esse conceito tem sido defendido tanto em áreas como filosofia política quanto economia normativa (CHECCI; PERAGINE, 2010). Segundo essa concepção de justiça distributiva, somente a desigualdade oriunda de variáveis de circunstâncias, ou seja, de variáveis que não são de autonomia dos indivíduos e pelas quais eles não podem ser responsabilizados, são consideradas desigualdades injustas e, portanto, socialmente indesejáveis. Assim, a desigualdade causada por diferentes níveis de esforço são menos passíveis de combate do que aquela referente às características exógenas, como raça, gênero e contexto familiar, por exemplo (CHECCI et al., 2010). Contudo, não há consenso na literatura sobre uma forma universal de mensuração da desigualdade de oportunidades em uma dada economia ou sociedade. A seguir, apresentaremos um breve painel de algumas estratégias empíricas adotadas na literatura para mensurar a desigualdade de oportunidades. Além disso, apresentaremos alguns resultados empíricos obtidos.

Figueiredo et al. (2012) ressaltam que, para diferenciar as parcelas de iniquidade de uma determinada distribuição de renda,  $I(Y^a)$ , cria-se duas distribuições contrafactuais. Uma livre de desigualdade proveniente de circunstâncias,  $I(Y^C)$ ; e outra em que não há desigualdade relacionada ao esforço,  $I(Y^E)$ . Sendo  $I$  um índice de desigualdade qualquer, por exemplo, o índice de Gini ou Theil<sup>4</sup>. A desigualdade de oportunidade pode, então, ser mensurada a partir de dois indicadores: no primeiro, considera-se a diferença de desigualdade da distribuição atual ou efetiva e observada, e a desigualdade isenta de diferenciais provenientes de circunstâncias,  $I(Y^a) - I(Y^C)$ ; o segundo sumariza a desigualdade oriunda apenas dos fatores de circunstâncias,  $I(Y^E)$ . (FIGUEIREDO et al., 2012).

Busca-se, dessa forma, decompor a desigualdade de resultado total observada em dois componentes, uma desigualdade resultante de circunstâncias além do controle individual e uma desigualdade decorrente do esforço realizado e da sorte do indivíduo, que é dada pelo componente residual (FIGUEIREDO et al., 2012). O primeiro componente pode ser interpretado como um indicador do nível de desigualdade de oportunidade (BARROS et al., 2009). Essa é a parcela da desigualdade que políticas públicas deveriam combater como forma de reduzir desigualdades socialmente injustas.

As abordagens de mensuração do impacto da desigualdade de oportunidade na desigualdade observada de resultados ou vantagens, que os indivíduos realizam ao longo da vida, como a renda, por exemplo, dividem-se em estudos que consideram a variável esforço como sendo observável e aqueles que não o consideram observável de nenhuma forma. Ao considerar a variável esforço como não observável diretamente, as construções contrafactuais necessitam de uma suposição adicional: duas pessoas com diferentes níveis de oportunidades, mas no mesmo percentil de sua distribuição condicionada ao seu tipo, empreendem o mesmo nível de esforço. (FIGUEIREDO; SILVA, 2012). Ou seja, considera-se que o esforço é assumido como o determinante das divergências de resultados ou vantagens, dentro dos tipos formados por indivíduos com as mesmas circunstâncias, englobando todas

---

<sup>4</sup> O índice Theil-T avalia o quanto uma determinada distribuição de renda (cada pessoa recebe  $y_i$  do total da renda) está longe de uma distribuição uniforme perfeita (cada pessoa recebe  $1/n$  da renda total), ou o grau de redundância em relação a este último, ponderando cada observação pela sua participação na renda total. (NERI, 2019. Disponível em: <https://www.cps.fgv.br/cps/bd/curso/17-THEIL-INDEXES.pdf>)

características individuais excluídas das circunstâncias que afetam o sucesso, não apenas o esforço em si. (CHECCI; PERAGINE, 2010).

Bourguignon et al. (2007), por outro lado, propõe mensurar a contribuição de oportunidades desiguais na desigualdade de rendimento para o Brasil por meio dos dados da Pesquisa Nacional a Amostra de Domicílio (PNAD), de 1996. Para isso, utilizou-se a base desse ano, pois continha dados referentes ao histórico familiar dos indivíduos entrevistados. Baseado na distinção entre circunstâncias e esforço do trabalho de Roemer (1998), os autores associaram desigualdade de oportunidade com cinco circunstâncias que o indivíduo não controla - educação do pai e da mãe, ocupação do pai, raça e região de nascimento. A distribuição de resultado ou vantagem analisada foi o rendimento mensal do indivíduo oriundo de todas as fontes. As variáveis de esforço foram dadas pelos anos de escolaridade, *dummy* para migração e status no mercado de trabalho. O índice de desigualdade utilizado foi o Theil Index. O principal objetivo é estimar a redução de desigualdade, medido pelo Theil, caso as variáveis de circunstâncias não tivessem impacto no rendimento observado. Sendo assim, apenas o esforço teria impacto na diferença de ganho mensal por indivíduo (BOURGUIGNON et al., 2007).

Nesse viés, é denotado o ganho mensal como  $w$  e tendo distribuição na população de acordo com  $\Phi(w)$ . Variáveis de circunstâncias representadas pelo vetor  $C$ , e variáveis de “esforço” pelo vetor  $E$ , e outros determinantes da vantagem obtida foram representados por  $u_i$ . Desse modo, podemos escrever a função de rendimento como:

$$w_i = f(C_i, E(C_i, v_i), u_i)$$

Nota-se que as circunstâncias possuem impacto tanto direto quanto indireto, pois afetam também o vetor de escolha de esforço realizado. Ou seja, o esforço também é afetado por outros determinantes não observáveis que é indicado pelo vetor erro  $v_i$ . Assim, igualdade de oportunidade ocorre quando a distribuição de rendimento é independente de circunstâncias. Seja  $F(w|X)$  a distribuição de rendimento condicional na variável  $X$ , igualdade de oportunidade requer que  $F(w|C) = F(w|E)$ . A função de rendimento, então, necessita que  $\partial f(C, E, u)/\partial C = 0$ , e que  $G(E|C) = G(E)$ , em que  $G(E|C)$  é uma distribuição de esforço condicionada a circunstâncias. A

primeira condição implica que circunstâncias não tenham impacto direto nos rendimentos, controlado por esforço, enquanto a segunda requer que o esforço seja distribuído independente das circunstâncias (BOURGUIGNON et al., 2007).

Os autores, então, buscam medir o quão a distribuição conjunta observada  $\{w, C, E\}$  desvia das condições que definem igualdade de oportunidade. Para medir esse desvio, compara-se a distribuição de rendimento  $\Phi(w)$  com  $\tilde{\Phi}(\tilde{w})$ , no qual  $\tilde{\Phi}(\tilde{w})$  é a função de distribuição acumulada de rendimentos individuais sob o contrafactual em que as circunstâncias são iguais para todos,  $\tilde{w} = f(C, E(C_i, v_i), u_i)$ . Como é utilizado o Theil Index, define-se a parcela de desigualdade de oportunidade na desigualdade de rendimento como:

$$\theta_I = \frac{I(\Phi) - I(\tilde{\Phi})}{I(\Phi)}$$

$\theta_I$  mede o efeito geral de circunstâncias nos rendimentos pois captura tanto o direto quanto o indireto, através da influência das mesmas na variável esforço.

A estratégia empírica, assim, consiste em um método paramétrico por meio da regressão log-linear:

$$\ln Y = \alpha C_i + \lambda E_i + u_i$$

Assim sendo,  $Y$ , rendimentos, é explicada pelas variáveis de esforço,  $E$ , e circunstâncias,  $C$ , devido a endogeneidade das circunstâncias:

$$E_i = \Gamma C_i + v_i$$

A partir disso, entende-se que  $\alpha$  e  $\lambda$  são vetores de parâmetros,  $\Gamma$  representa uma matriz de coeficientes associados às variáveis de circunstância e de esforço e  $u_i$  e  $v_i$  são fatores aleatórios, inclusive a sorte. (FIGUEIREDO et al., 2012). As regressões foram estimadas e separadas por cortes de idade, de 25 até 65 anos. Estimou-se a regressão, através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de rendimento completa e, depois, a forma reduzida na qual apenas as circunstâncias foram incluídas. Os coeficientes vão capturar tanto o efeito direto das circunstâncias observadas no

rendimento, controlado pelo esforço, quanto o indireto através do esforço (BOURGUIGNON et al., 2007).

Os resultados obtidos pelos autores sugerem que, entre 10% e 37% da desigualdade de rendimentos observados entre homens no Brasil pode ser atribuída ao conjunto dessas cinco circunstâncias selecionadas: raça, local de nascimento, educação da mãe e do pai e ocupação do pai. A parcela de desigualdade resultante das circunstâncias é menor para cortes de idades menores. O efeito do ambiente familiar nas oportunidades não se restringe apenas ao impacto sobre a escolaridade realizada dos filhos, mas também a um efeito adicional por meio do impacto sobre a posição do indivíduo no mercado de trabalho, dado que a determinação de salários também é condicionada aos esforços realizados pelos indivíduos e esses são, de certa forma, influenciados pelas circunstâncias pessoais do indivíduo (BOURGUIGNON et al., 2007). Além disso, há maneiras alternativas não captadas pelas circunstâncias de um modelo pelo qual o ambiente familiar interfere na capacidade de geração de resultado de uma criança, como a provisão de um *networking* relevante para o mercado de trabalho, a própria formação de crenças e preferências a partir da cultura familiar e transmissão genética de uma habilidade (CHECCI; PERAGINE, 2010). Esses autores concluíram que o ambiente familiar possui maior impacto nas desigualdades observadas de oportunidades. Então, estima-se que de 65% a 70% do efeito total das circunstâncias podem ser atribuídos à educação dos pais, subindo para 80% quando adicionada à ocupação do pai (BOURGUIGNON et al., 2007).

Figueiredo et al. (2012) utilizaram a abordagem teórica de Pistolesi (2009)<sup>5</sup> também para os dados da PNAD 1996. A abordagem desses autores é composta por duas alternativas para avaliar a desigualdade de oportunidade. A indireta define que ocorre igualdade de oportunidade se e somente se apenas diferenças de esforço gerarem diferenças de resultados. Assim, remove-se a desigualdade entre diferentes tipos de circunstâncias, ou seja, do conjunto de pessoas com as mesmas circunstâncias, e mantém-se apenas diferenças de resultado dentro de cada grupo ou tipo de indivíduos. A abordagem direta sustenta que ocorre igualdade de oportunidade se e somente se indivíduos com diferentes circunstâncias que exercem o mesmo nível de esforço obtêm o mesmo resultado. Essa abordagem “é relevante ao admitir o efeito

---

<sup>5</sup> Ver Pistolesi, N. (2009), ‘Inequality of opportunity in the land of opportunities. Journal of Economic Inequality 7, p. 411–433.

das variáveis explicativas em diferentes pontos da variável dependente e ao adotar a construção das distribuições contrafactuais a partir da consideração dos fatores de responsabilidade e não responsabilidade” (FIGUEIREDO et al., 2012, p. 238). Entretanto, para geração dos contrafactuais utilizou-se Chernozhukov et al. (2009)<sup>6</sup>, que “permite uma melhor captação dos efeitos das covariáveis a partir da utilização de estimadores que possuem distribuição assintótica bem definida” (FIGUEIREDO et al., 2012, p. 243).

As variáveis de circunstâncias usadas no trabalho foram *dummy* para raça, branco e não-branco, *dummy* para região de origem ou nascimento, 1 para regiões mais dinâmicas como Sul, Sudeste e Centro-Oeste e 0 para as demais regiões; escolaridade do pai e mãe expressa em anos de estudo; e a posição ocupacional do pai de acordo com as categorias de Pastore e Silva (1999)<sup>7</sup>. As variáveis de esforço são observáveis e consistem em anos de estudo do indivíduo, *dummy* para migração e seu status no mercado de trabalho (trabalhador formal, sem carteira assinada ou trabalhando por conta própria). O resultado ou vantagem analisada foi o ganho por hora de todas as fontes. Foram utilizados na amostra apenas dados para homens entre 25 e 65 anos de zona urbana (FIGUEIREDO et al., 2012).

Ademais, descobrir o nível da desigualdade de oportunidades requer uma comparação entre a distribuição da renda observada e simulada. Simulação realizada para as duas abordagens, indireta e direta. Na primeira, indireta, elimina-se os diferenciais de circunstâncias; e na segunda, elimina-se os diferenciais de esforço. Estima-se, então, três inferências, dado que são três variáveis de esforço, que constituem as distribuições. Por fim, obtém-se a distribuição condicional da renda. O índice de desigualdade é o Theil. O Theil total encontrado foi de 0,5639. Após a equalização de oportunidade, cai para 0,3689 resultando em um impacto de 35% da desigualdade de oportunidade na desigualdade total observada (FIGUEIREDO et al., 2012). Esse resultado é similar ao encontrado por Figueiredo e Silva (2012), no qual utilizou-se a abordagem de Bourguignon et al. (2007), com a estratégia empírica de

---

<sup>6</sup> Cf: Chernozhukov, V., Fernández-Val & Melly, B. (2009), 'Inference on counterfactual distributions', CEMMAP Working Papers CWP09/09.

<sup>7</sup> Categorias: 1) Baixo Inferior: Lavrador, pescador, lenhador, etc; 2) Baixo Superior: braçal, servente, vigias, etc.; 3) Médio Inferior: pedreiro, electricista, marceneiro, etc.; 4) Médio Médio: praticistas, viajantes, chefes de nível baixo, etc.; 5) Médio Superior: assessores, gerentes de alto nível, diretores, etc. e; 6) Alto: grandes proprietários, magistrados, nível superior, etc.

Chernozhukov et al. (2009) para geração de contrafactuais quantílicos (FIGUEIREDO; SILVA, 2012).

No que diz respeito aos estudos que consideram o esforço não observável diretamente, Checci e Peragine (2010) dividiram a população da Itália em “n” tipos e “m” tranches. Figueiredo e Silva (2012) analisam essa situação percebendo que cada tipo corresponde a um conjunto de indivíduos com as mesmas circunstâncias e cada tranche indivíduos com o mesmo nível de esforço. A renda vigente é representada, então, pela matriz  $m \times n$ ,  $M_a$ . Como cada tranche representa percentis do mesmo nível de esforço, a distribuição contrafactual é obtida a partir da substituição das colunas da matriz original por colunas nas quais vigora um valor médio para cada renda no tranche. Essa nova matriz,  $M_c$ , não conterà as diferenças de renda resultantes das circunstâncias. Assim, a desigualdade de oportunidade é calculada a partir de  $I(M_a) - I(M_c)$ . Checci e Peragine (2010) aplicam essa metodologia para versão *ex ante* e *ex post*. Ambas representam abordagens diferentes ao tentar mensurar a desigualdade de oportunidade. Enquanto a primeira compara a distribuição de resultado em diferentes tipos, dando ênfase nas prospecções individuais *ex ante* de pessoas com as mesmas circunstâncias; a segunda foca em desigualdades *ex post* de indivíduos com o mesmo esforço. Como consequência, analisa-se a desigualdade na distribuição de resultado em diferentes tranches (CHECCI; PERAGINE, 2010).

A abordagem *ex-ante* argumenta que a igualdade de oportunidade ocorre apenas quando indivíduos de diferentes tipos, que exercem o mesmo nível de esforço, possuem o mesmo resultado. A abordagem *ex post*, *por sua vez*, define que igualdade de oportunidade ocorre se e somente se as diferenças de resultados forem provenientes de diferenças de esforço (CHECCI; PERAGINE, 2010)<sup>8</sup>.

A abordagem *ex post* possui dois vetores, um de renda geral observada, sendo renda o resultado analisado, e um vetor que representa a desigualdade dentro de cada tranche. Quando aplicamos um índice de desigualdade, como o Theil, essa versão fornece a porção da desigualdade de renda observada que pode ser associada às oportunidades desiguais a partir de desigualdade dentro dos tranches. A abordagem *ex ante* possui metodologia similar, mas foca nos tipos, ao invés de tranches. (CHECCI; PERAGINE, 2010).

---

<sup>8</sup> Cf: Checci e Peragine (2010) para uma apresentação das abordagens mais detalhada



Ambas abordagens foram aplicadas aos dados italianos. A *ex ante* encontrou que 14,78% da desigualdade total observada, nesse caso, desigualdade de renda observada, deve-se à desigualdade de oportunidades, ou seja, à desigualdades injustas. Por outro lado, a análise *ex post* concluiu que a desigualdade de oportunidade foi de aproximadamente 20% da desigualdade de renda observada. As circunstâncias utilizadas para dividir a população em tipos foram as escolaridades do pai e da mãe. Como o esforço não é observável diretamente, qualquer fator como sorte, talento, dentre outros, é implicitamente classificado como de responsabilidade individual, o que enfraquece as análises realizadas. Seguindo o conceito de desigualdade de oportunidade, não deve ser compensado desigualdades provenientes de esforço individual, logo, a premissa de que sorte, talento e outros fatores configuram responsabilidade individual pode superestimar a parcela da desigualdade que a sociedade julga ser aceitável (CHECCI; PERAGINE, 2010).

Checci et al. (2010) ampliaram o escopo de pesquisa para outros países europeus analisados de acordo com a versão *ex ante* e a *ex post*. Os dados indicaram que a abordagem *ex ante* é relacionada ao gasto público educacional, enquanto a desigualdade de oportunidade é medida pela abordagem *ex post*, e correlacionada positivamente com sindicatos e redistribuição fiscal. A correlação entre a versão *ex ante* e *ex post* é alta, o que confirma a importância da mensuração das duas maneiras (CHECCI et al., 2010).

Os resultados obtidos pelos autores revelam que, de acordo com a abordagem *ex ante*, a desigualdade de oportunidade explica entre 2,5% até 30% da desigualdade total observada dos países europeus. Por sua vez, a *ex post*, de 16% até 45% da desigualdade de renda observada pode ser explicada pela desigualdade de oportunidade. Os dados utilizados foram da *European Survey on Income and Living Conditions* (EUSILC), de 2005. Dado que as variáveis de circunstâncias são parciais, as estimativas são consideradas como limite inferior<sup>9</sup>. Países que apresentaram alta parcela de desigualdade de oportunidade na desigualdade total observada por meio da abordagem *ex ante* são caracterizados por uma maior distância entre grupos sociais. A abordagem *ex post* captura a lacuna de resultado ou vantagem individual oriunda de circunstâncias de maneira mais evidente. Isso provoca uma maior

---

<sup>9</sup> lower bound estimates. Tradução livre.

correlação entre a abordagem *ex post* com a desigualdade total observada do que a *ex ante*. Diante disso, os dados, de fato, corroboram essa premissa. Além disso, de acordo com os autores, o efeito direto das circunstâncias na desigualdade de renda total observada varia entre 90% até 75%, sendo o restante causado pelo efeito indireto, a partir do impacto de circunstâncias no esforço individual.

Países com antigas economias centrais planejadas<sup>10</sup>, como Hungria e Polônia, alcançaram altos níveis de desigualdade total observada dado certo nível de desigualdade de oportunidade. A maioria da Europa continental exibiu níveis moderados de desigualdade total e altos de oportunidade. Por fim, em países nórdicos como Noruega, Suécia e Dinamarca, embora os países estudados tenham mudado de posições nos rankings para as duas abordagens, os resultados gerais permaneceram consistentes (CHECCI et al., 2010).

Lefranc et al. (2008) também investigaram a relação entre desigualdade de renda observada e desigualdade de oportunidades para países europeus e EUA com dados de pesquisas domiciliares de 1990. Esses autores definiram igualdade de oportunidade a partir do critério de dominância estocástica<sup>11</sup>. Consideramos um cenário em que indivíduos possam escolher sua circunstância antes de exercer qualquer esforço. Igualdade de oportunidade ocorre quando nenhuma circunstância é preferível a outra. A circunstância “s” não gera maiores vantagens do que a “ê”. Caso a circunstância “s” domine a “ê”, o critério de igualdade de oportunidade não é satisfeito. Há duas razões para isso. O retorno relacionado a “s” é maior do que “ê” ou o risco de “s” é menor que “ê”. Além de mensurar o grau de desigualdade de renda observada entre os países, os autores também constroem o Gini de desigualdade de oportunidade. O Gini é separado pelo componente de retorno e risco. No primeiro, consiste no valor do Gini quando a desigualdade dentro dos tipos, compostos por grupos de pessoas com as mesmas circunstâncias, é eliminada. No segundo, elimina-se a desigualdade entre tipos. Duas medidas de renda são analisadas: renda pré-imposto, trabalho e ativos (sem renda de capital) e renda disponível após impostos. O

---

<sup>10</sup> “centrally planned economies” é um sistema econômico no qual o governo decide o que será produzido e a quantidade ao invés do livre mercado. (INVESTOPEDIA, 2021. Disponível em: <https://www.investopedia.com/terms/c/command-economy.asp>).

<sup>11</sup> “Stochastic dominance criteria”. Tradução livre.

ambiente familiar, como escolaridade e ocupação dos pais, foram as circunstâncias selecionadas (LEFRANC et al., 2008).

Com exceção da Suécia, todos países apresentaram dominância de uma circunstância em relação a outra. Isso mostra que certos ambientes familiares geraram maiores retornos esperados. Itália e Estados Unidos foram os países com maior grau de desigualdade de oportunidade e de desigualdade de renda observada, ao passo que os escandinavos apresentaram menor grau tanto de desigualdade de oportunidade quanto de renda observada. Demais países ficaram numa posição intermediária. O Gini de desigualdade de oportunidade variou de 1,09 na Suécia até 7,64 na Itália. O componente de retorno representou a maior parcela do índice em todos países (LEFRANC et al., 2008).

Ainda Lefranc et al. (2008) acrescentam que, excluindo Bélgica e Alemanha, os resultados das medidas pré e pós imposto foram iguais. Podemos interpretar esse fato como um fraco impacto de políticas redistributivas que visam equalizar as oportunidades de obter sucesso econômico independente do ambiente familiar. A distribuição de renda observada dentro do tipo é o resultado de diferenças de esforço. Assim, políticas que visam reduzir apenas a desigualdade de oportunidade não deveriam mexer no nível do componente de risco, apenas de retorno (LEFRANC et al., 2008).

A partir do Gini de oportunidade e o de renda, Lefranc et al. (2008) investigaram a relação entre os mesmos. Os resultados sustentam a ideia de que mobilidade intergeracional é negativamente correlacionada com a desigualdade de renda. Países com baixa desigualdade de oportunidade apresentaram baixa desigualdade de renda observada, como Suécia e Noruega, enquanto Estados Unidos e Itália apresentaram resultados contrários. Embora não se verifique perfeita correlação positiva entre o Gini de oportunidade e o de renda, a análise ressalta diferentes cenários dos países europeus. Holanda apresentou maior desigualdade de oportunidade do que a França, mas ambas compartilham níveis similares de desigualdade de renda observada. Isso pode significar diferentes escolhas políticas referente a qual desigualdade as nações buscam combater (LEFRANC et al., 2008).

A abordagem teórica utilizada para mensurar o impacto da desigualdade de oportunidade na desigualdade total observada, como a desigualdade de renda, varia assim como a estratégia empírica geradora dos contrafactuais. Bourguignon et al. (2007) utilizam a estratégia paramétrica, e diferem de Checci e Peragine (2010), que

utilizam a estratégia não-paramétrica. Modelos não-paramétricos evitam a escolha arbitrária necessária de uma forma específica em que a renda se relaciona com circunstâncias e esforço. Por outro lado, modelos paramétricos permitem o estudo de efeitos parciais das circunstâncias na renda, dada as demais variáveis constantes, facilitando a geração de contrafactuais (CHECCI et al. 2010).<sup>12</sup>

Ferreira e Gignoux (2011) desenvolvem dois índices: o *inequality opportunity level* (IOL), e o *inequality opportunity ratio* (IOR). O primeiro busca quantificar a desigualdade de oportunidade como desigualdade entre tipos de pessoas com idênticas circunstâncias; enquanto o segundo mede a proporção relativa da desigualdade de oportunidade na desigualdade total observada. Os autores utilizaram métodos paramétricos e não paramétricos, sendo que a diferença encontrada entre ambos foi não significativa. Os índices foram construídos para seis países da América Latina: Brasil, Colômbia, Equador, Peru, Guatemala e Panamá. Para cada país, adotou-se cinco variáveis de circunstâncias: raça, gênero, local de nascimento, escolaridades dos dois pais e ocupação do pai (FERREIRA; GIGNOUX, 2011).

Quando analisada a renda domiciliar per capita, estimativas não paramétricas do IOL variaram entre 14% na Colômbia até 23% no Brasil. Estimativas paramétricas variaram de 13% na Colômbia até 22% no Brasil. Para o IOR, os resultados foram 25% na Colômbia até 36% na Guatemala, estimativa não paramétrica, e 23% até 34%, estimativa paramétrica. Quando analisado o consumo per capita, o IOL não paramétrico (paramétrico) variou de 12% (11%) na Colômbia até 22% (27%) na Guatemala. As estimativas correspondentes para o IOR foram de 27% (25%) na Colômbia até 53% (51%) na Guatemala. Os dados brasileiros não abrangiam consumo per capita. Dessa maneira, os resultados mostram que a desigualdade de oportunidades observada é alta nesses países latinos e representa uma parcela significativa da desigualdade econômica total observada, seja renda domiciliar per capita ou consumo per capita. (FERREIRA; GIGNOUX, 2011).

Além disso, os autores identificaram o perfil das pessoas com certas circunstâncias que mais impactaram na desigualdade de oportunidade encontrada. O *opportunity-deprivation profile*, o qual não é idêntico entre os países, dado que as

---

<sup>12</sup> Há prós e contras em cada estratégia empírica. Para mais informações, ver Yalonetzky (2012).

circunstâncias adotadas impactam de maneira diferente cada país. Por exemplo, a raça foi fundamental para o Brasil, mas com pouca relevância na Colômbia. Ainda assim, minorias étnicas com pais sem escolaridade compõem a grande maioria dos grupos em desvantagens. Tais grupos apresentam alta concentração regional. No Brasil, todas as pessoas dentro do perfil nasceram na região nordeste e norte (FERREIRA; GIGNOUX, 2011).

Nota-se que, independentemente da estratégia empírica, a desigualdade de oportunidade observada no Brasil é responsável por, aproximadamente, um terço da desigualdade de renda observada. Barros et al. (2009) ressalta que o Brasil é o país que apresentou maior desigualdade de oportunidade observada dentre os países latino americanos. Combater a desigualdade apenas de resultado não será o suficiente para que as próximas gerações desfrutem de um campo de jogo em que todas as pessoas possam desenvolver-se e atingir seu potencial. Os autores aplicaram abordagens paramétricas e não paramétricas para pesquisas domiciliares de sete países latino americanos: Brasil, Colômbia, Equador, Guatemala, México, Panamá e Peru. Os três resultados ou vantagens analisadas foram rendimento do trabalho mensal, renda domiciliar per capita e consumo per capita (BARROS et al., 2009).

Assim sendo, entre um terço e um quarto da desigualdade de rendimento do trabalho observada pode ser explicado a partir do desigual acesso às oportunidades associadas a cinco circunstâncias: gênero, raça, nível de escolaridade parental, local de nascimento e ocupação do pai. As estimativas paramétricas e não paramétricas não apresentaram diferenças substantivas. O Brasil, com 35%, foi o país com maior percentual de desigualdade de oportunidade, seguido da Guatemala, 29%, Equador, 26%, Panamá, 25%, México, 23%, Peru, 21% e Colômbia com 20%. Quanto à desigualdade total de rendimento observada, o ranking de países se altera. A Guatemala assumiu a primeira posição e o Brasil ficou na quinta. Essa alteração no ranking sugere que desigualdade de oportunidade e desigualdade de resultado medem diferentes aspectos distributivos da sociedade (BARROS et al., 2009).

Cogneau e Gignoux (2005) estudaram a evolução da desigualdade de oportunidades na distribuição de rendimento do trabalho observada no Brasil entre 1976 e 1996. Níveis de desigualdade total de rendimento observada e desigualdade de oportunidade tiveram trajetórias históricas parecidas. Ambas tiveram um pico nos anos 1980 e um declínio nos anos 1990. A desigualdade total de rendimento aumentou durante o período, enquanto a de oportunidade teve uma leve queda,

embora a diferença dos resultados de 1976 e 1996 não tenham sido significativos (COGNEAU; GIGNOUX, 2005).

Para renda domiciliar per capita, Barros et al. (2009) encontraram que a desigualdade de oportunidades variou de 21% no México até 37% na Guatemala. Já as estimativas de impacto da desigualdade de oportunidade na desigualdade de consumo total observada, variaram entre 27% na Colômbia até 52% na Guatemala. A parcela de desigualdade de oportunidade na desigualdade de rendimento tende a ser maior do que a parcela da mesma na desigualdade de renda domiciliar per capita. Por outro lado, o impacto da desigualdade de oportunidade na desigualdade de consumo per capita foi maior do que ambas. Para desigualdade total observada, o oposto ocorre. Desigualdade de rendimento e desigualdade de renda domiciliar per capita tendem a ser maiores que a desigualdade de consumo per capita. Isso reforça o fato de que o impacto da desigualdade de oportunidades na desigualdade total observada, seja de rendimento ou renda domiciliar per capita, pode estar sendo subestimado. Dispendios em consumo são mensurados com maior precisão em pesquisas domiciliares padrão (BARROS et al., 2009).

Dessa maneira, prover condições similares de desenvolvimento pessoal para cada indivíduo acarreta em um futuro em que haverá menos disparidades de resultados a se combater (BARROS et al., 2009). Inclusive, a sociedade tende a dar mais apoio às políticas redistributivas quando percebe que o esforço individual é compensado, ao passo que se busca eliminar a desigualdade proveniente de variáveis exógenas que não deveriam influenciar no resultado de uma pessoa (CHECCI et al., 2010).

Barros et al. (2009) expressam que formuladores de políticas públicas que visam igualdade de oportunidade podem aprender bastante sobre o perfil das pessoas em desvantagem ao identificar quais suas circunstâncias e o impacto relativo de cada uma. O conjunto de circunstâncias de grupos com menos oportunidades identifica aqueles com menos chances de prosperar. Podemos chamar esse cenário de "privação de oportunidades" (BARROS et al., 2009). O ambiente familiar é a circunstância com maior impacto na desigualdade de oportunidade em grande parte dos estudos empíricos.

Além disso, em Barros et al. (2009), a parcela atribuída à educação da mãe na desigualdade total de rendimento observada no Brasil variou entre 9% e 12%. Já para raça e local de nascimento, o impacto variou de 5% até 7% para o primeiro e de 4% a

6% para o segundo. Em relação à desigualdade de consumo domiciliar observada, o impacto da educação da mãe corresponde a mais de 15% na maioria dos países latino americanos. O perfil dos grupos com maiores desvantagens correspondem a membros de minorias étnicas, filhas ou filhos de agricultores com níveis baixos de escolaridade e que vivem em regiões pobres (BARROS et al., 2009).

No Brasil, esses grupos expressam uma parcela relevante da população. Pessoas negras ou de raças mistas nascidas no Norte e Nordeste com pais agricultores sem educação representam 6,8 % da população brasileira (BARROS et al., 2009). Diante disso, identificar grupos desprovidos de oportunidades pode ajudar a entender a geração de desigualdade de resultado ou vantagem, revelando novas ênfases nas políticas redistributivas tornando assim as intervenções públicas mais eficientes no combate à desigualdade de resultado entre grupos de diferentes circunstâncias (CHECCI et al., 2010).

O ambiente familiar é determinante para as oportunidades recebidas durante a vida de cada pessoa. Essa é uma conclusão de que as literaturas de desigualdade de oportunidade e mobilidade intergeracional compartilham. Mobilidade intergeracional estuda a correlação entre ganhos e ocupação dos pais com as dos filhos. A principal fonte de mensuração consiste na elasticidade entre a renda do pai e do filho. Baixa elasticidade indica alta mobilidade intergeracional, logo, menor a influência do ambiente familiar na renda ganha pelo filho (FERREIRA; VELOSO, 2006). Filhos de agricultores sem escolaridade e que vivem em regiões pobres tendem a manter-se na mesma situação do pai. Independente do canal que essa tendência entre gerações se mantém, seja através do ambiente que a pessoa está inserida, transmissões culturais ou conexões sociais, *networking*, é necessário seu combate para que o sucesso individual dependa apenas do nível de esforço realizado, e não de fatores exógenos à pessoa, como seu ambiente familiar (BARROS et al., 2009).

Ferreira e Veloso (2006) estimaram a elasticidade da renda entre pais e filhos brasileiros baseado na escolaridade e ocupação do pai. Primeiro, para obter a renda observada do pai de trabalhadores entre 25 e 64 anos, os autores estimaram a renda prevista dos pais desses trabalhadores da amostra. Então, estimaram a renda do filho em função da renda prevista do pai e outras variáveis de controle. A elasticidade encontrada foi de 0,58, e crianças de pais pobres tiveram menor mobilidade intergeracional do que crianças de pais ricos (FERREIRA; VELOSO, 2006).

Em Ferreira e Veloso (2003), aplicou-se o mesmo método para testar a mobilidade intergeracional da educação no Brasil. A probabilidade de um filho negro de pai sem educação permanecer na mesma categoria de educação do pai foi de 48%, enquanto para filhos brancos foi de 24%. No Nordeste, a probabilidade foi de 54% para filhos de pais sem escolaridade, já no Sudeste foi acima de 21%. A não-linearidade da mobilidade ajuda a entender as diferenças de resultados entre raças e regiões. Filhos de pais sem escolaridade apresentam menor mobilidade intergeracional do que filhos de pais com educação (FERREIRA; VELOSO, 2003).

Figueiredo et al. (2012) também encontraram uma correlação positiva e significativa entre os níveis educacionais e a ocupação dos pais com a educação dos filhos. Não brancos e pessoas de regiões menos dinâmicas, como Norte e Nordeste, apresentaram níveis educacionais menores do que pessoas brancas e das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (FIGUEIREDO et al., 2012).

Resultados similares são encontrados em ambas literaturas, tanto de mobilidade intergeracional quanto de desigualdade de oportunidade. A “privação de oportunidades” de grupos em desvantagens perpetua a situação de vulnerabilidade dos pais para filhos, impedem que os filhos avancem na hierarquia de distribuição de renda e, assim, subam um degrau de classe social (BARROS et al., 2009). Assim, o acesso às oportunidades iguais auxilia tanto no combate à desigualdade de resultado, como a desigualdade de renda, quanto na mobilidade social entre gerações.

Ademais, persistentes desigualdades ao acesso a oportunidades iniciais podem gerar “armadilhas de desigualdade” capazes de restringir a participação na vida econômica e social de parcela significativa da população (CHECCI et al., 2010). Grupos em desvantagens têm menos acesso a crédito, à educação e outras oportunidades que inibem um maior desenvolvimento pessoal (MARRERO; RODRIGUES, 2013). Para sair dessa “armadilha de desigualdade”, políticos devem intervir justamente nessa ausência de oportunidades iniciais para que o desenvolvimento pessoal não seja dependente do local de nascimento, raça, gênero, ambiente familiar, dentre outros fatores de não responsabilidade do indivíduo (CHECCI et al., 2010).

Dentro da literatura de desigualdade de oportunidade, há estudos empíricos que buscam investigar a relação entre desigualdade de oportunidade e o crescimento econômico. Assim, a relevância dessa literatura vai além de questões voltadas apenas sobre justiça distributiva e equidade. Marrero e Rodrigues (2013) ressaltam que não



há consenso sobre a relação, negativa ou positiva, entre desigualdade de renda e o crescimento econômico. A correlação negativa pode ser explicada através do não incentivo ao capital humano, uma vez que pessoas de renda baixa, em um contexto de desigualdade, são empregadas em trabalhos sem qualificações ao invés de investirem no capital humano, ou do lobby realizado pelos ricos que causa má alocação de recursos públicos para seu benefício. Por outro viés, busca-se justificar a correlação positiva na premissa de que agentes no topo da tabela investem mais se mais recursos os forem destinados.

Esses autores, também, atestam que essa ambiguidade despertou a ideia que talvez a desigualdade de renda seja separada entre desigualdade de oportunidade e desigualdade de esforço. A parcela da desigualdade de renda proveniente de fatores de não responsabilidade individual, como gênero, raça, dentre outros, corresponde à desigualdade de oportunidade, enquanto o componente residual consiste na desigualdade de renda oriunda da diferença de esforço. A desigualdade de oportunidade, teoricamente, possui correlação negativa com o crescimento econômico. Quando recursos e acumulação de capital humano são alocados de acordo com as origens da pessoa, ao invés da sua capacidade, o crescimento potencial da economia se reduz. A parcela da desigualdade de renda referente ao diferencial de esforço individual tem relação positiva com o crescimento. Uma possível explicação seria que retornos diferentes dado os níveis de esforço estimulam as pessoas a investirem mais em educação e exercerem mais esforço.

Ademais, Marrero e Rodrigues (2013) procuraram testar se, de fato, essas relações são comprovadas empiricamente. Consideramos uma população finita de indivíduos indexados por  $i \in \{1, \dots, N\}$ . A renda do indivíduo é função de circunstâncias e esforço,  $y_i = f(C_i, e_i)$ . Divide-se a população em tipos  $\Gamma = \{H_1, \dots, H_M\}$  em que cada tipo contém pessoas com as mesmas circunstâncias. Assim, assumimos que  $e^m(\pi)$  é o nível de esforço exercido pelo indivíduo no  $\pi^{th}$  quantil da distribuição de esforço de seu tipo. A renda obtida pelo indivíduo é calculada, então, por  $v^m(\pi) = y^m[e^m(\pi)]$ . Sendo  $v = (v^1, \dots, v^M)$  a divisão da renda em  $m$  grupos e  $\bar{v} = \{\mu_i^m\}$  a distribuição de dimensão  $N$  no qual cada indivíduo no tipo  $m$  recebe a renda média do seu tipo,  $\mu^m$ . O Índice de Theil é decomposto dessa maneira:

$$T(v) = T(\bar{v}) + \sum_{m=1}^M p_m T(v^m)$$

Assim sendo,  $T(\bar{v})$  é o componente entre tipos, que mede a desigualdade de oportunidade; e o segundo componente mede a desigualdade de esforço, que é a diferença de renda observada em cada tipo. Desse modo, as duas fontes de desigualdade podem ser testadas separadamente na regressão entre desigualdade e crescimento.

Os autores aplicaram essa metodologia para os estados dos Estados Unidos entre as décadas de 1970, 1980 e 1990. A relação esperada entre os dois componentes, tanto o de desigualdade de oportunidade quanto o de desigualdade de esforço, e o crescimento econômico foi corroborada pelos dados. O componente de desigualdade de oportunidade teve relação negativa com o crescimento, enquanto o componente que captura a desigualdade proveniente do diferencial de esforço teve relação positiva (MARRERO; RODRIGUES, 2013).

Seguindo a mesma metodologia utilizada em Marrero e Rodrigues (2013), Ferreira et al. (2018), utilizando pesquisas de renda e consumo domiciliar para 42 países, encontraram coeficientes não significativos entre desigualdade de oportunidade e desigualdade de esforço com o crescimento econômico. Os autores reconhecem as limitações do estudo, como a dificuldade de interpretar a causalidade econométrica dado as variações na desigualdade oriundas de fatores não observados, e que são associados ao crescimento econômico, e também os erros de especificação dos modelos (FERREIRA et al., 2018). Tais limitações estão presentes independente do foco do estudo empírico, seja a mensuração da parcela da desigualdade de oportunidade na desigualdade de resultado total ou a relação da primeira com o crescimento econômico. A não observação de variáveis tanto de circunstâncias quanto de esforço é um dos principais limitantes para a mensuração da desigualdade de oportunidades (FERREIRA et al., 2018).

## 2.1 ÍNDICE DE OPORTUNIDADE - (IOH)

A seguir, apresentaremos o Índice de Oportunidade Humana, IOH, e revisaremos a literatura recente sobre o tema. Apresentaremos tanto o estudo original de Barros et al. (2009) quanto outros estudos empíricos que utilizaram a mesma metodologia do IOH. Por fim, comentaremos brevemente algumas críticas sobre o IOH.

Em Barros et al. (2009), os autores desenvolveram o Índice de Oportunidade Humana. O IOH busca mensurar o quão igualitário é o acesso a serviços básicos, como saneamento, eletricidade, água e educação, entre crianças de diferentes grupos de circunstâncias de vida. O IOH é composto pela combinação da taxa de cobertura do serviço e um índice que mede a distribuição do acesso de dado serviço de acordo com as circunstâncias da criança, o “*dissimilarity index*”, chamado daqui por diante de D-index.

Sendo C a cobertura geral de dado serviço e N o número de indivíduos da amostra, o D-index, D, é calculado por:

$$D = \frac{1}{2C} \sum_{i=1}^n \frac{1}{N} |p_i - C|$$

$p_i$  é a probabilidade de cada indivíduo  $i$  ter acesso a dado serviço. Ela é estimada por uma regressão logística em que o regredido é o acesso ao serviço e os regressores são as circunstâncias. O IOH é a combinação da cobertura geral e o D-index:

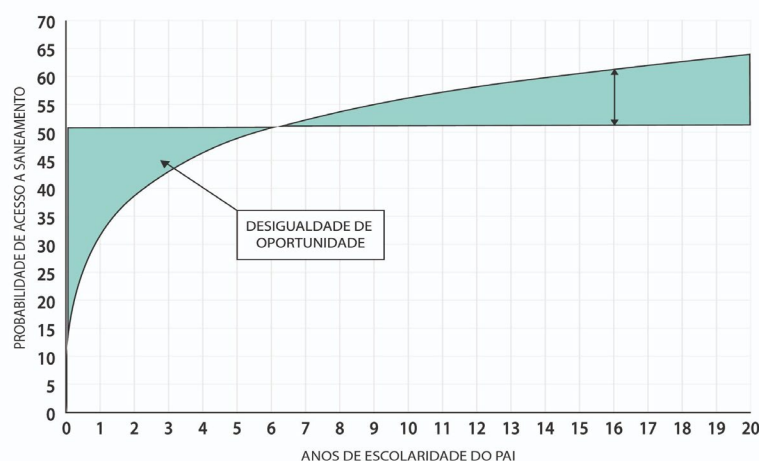
$$\text{IOH} = C \times (1 - D)$$

De acordo com Barros et al. (2009), o D-Index mede a disparidade da taxa de acesso de um determinado serviço para grupos definidos com as mesmas circunstâncias comparado com a taxa média de acesso da população de crianças como um todo. Assim, para que haja um cenário de igualdade de oportunidade, a distribuição de oportunidades deve ter uma correspondência exata com a distribuição média da população. Assim, por exemplo, se 50% da população encontra-se no grupo

A, 35% no B e 15% no grupo C, as oportunidades devem ser distribuídas na mesma proporção da observada para a população como um todo. O D-Index resume essas lacunas de oportunidade dentro da população em uma medida única, ao ponderar as mesmas de acordo com a parcela da população em cada grupo. As lacunas variam de acordo com o número de grupos definidos a partir das circunstâncias. O D-Index consiste no percentual do acesso ao serviço em questão que deveria ser realocado dos grupos em vantagem para os grupos mais vulneráveis (BARROS et al., 2009).

Assim, o D-Index varia entre 0 e 1 (0 a 100 em termos percentuais). Quanto maior o índice, maior a desigualdade de oportunidade, logo, maior a fração do serviço que deve ser realocada para beneficiar os grupos em situação vulnerável (BARROS et al., 2009). A figura abaixo representa o funcionamento do D-index. No eixo vertical, temos uma probabilidade hipotética de acesso à saneamento dado, por exemplo, pelos anos de escolaridade parental. A reta horizontal no centro do gráfico consiste na cobertura média de acesso ao serviço da população de crianças e a linha curvada é a mesma coisa, só variando de acordo com a circunstância, aqui, por exemplo, os anos de escolaridade do pai. A área verde acima da reta representa a porção de grupos com pais mais instruídos e com maior probabilidade de acesso à saneamento. A área abaixo da reta representa os grupos com pais de baixa escolaridade com probabilidade menor do que a média. O D-Index mede essa diferença de probabilidade entre grupos com diferentes circunstâncias em relação à média.

**Figura 1 - Probabilidade hipotética de acesso à saneamento de acordo com os anos de escolaridade parental.**



**Fonte: Elaboração do autor.**

O IOH varia entre 0 e 1 (0 a 100 em termos percentuais), sendo 0 o cenário de não acesso ao serviço para todas as crianças e 1 o cenário de universalização no qual todas as crianças são cobertas pelo serviço. Quanto maior o IOH, maior a fração de cobertura do serviço em questão que segue o princípio de igualdade de oportunidade. Se o IOH for de 70%, significa que 70% das oportunidades acessíveis são igualmente distribuídas entre a população das crianças. (BARROS et al., 2009).

Tais serviços básicos são essenciais para que se crie um ambiente favorável para o desenvolvimento pessoal. Oportunidades na vida infantil são pré-condição para igualdade de oportunidade entre adultos. (BARROS et al., 2009).

Desse modo, a ideia básica é que fatores exógenos à criança, ou seja, suas circunstâncias de vida, não deveriam influenciar na sua chance de obter acesso a oportunidades básicas essenciais para o seu desenvolvimento humano. Portanto, para promover igualdade de oportunidade, o acesso a um dado serviço básico deve ser disseminado para todos de forma igualitária, e aquelas crianças em situação de vulnerabilidade devem ser o foco de novas alocações de serviços básicos. (BARROS et al., 2009).

O princípio de “nivelar o campo de jogo” pode ser operacionalizado medindo se o acesso a serviços básicos é idêntico ou não para todas as crianças, não importando suas circunstâncias pessoais de vida, pois entende-se que o acesso livre e igual é essencial para um desenvolvimento pessoal pleno na fase inicial da vida. Além disso, outra virtude desse indicador é que ele possibilita detectar desigualdade de oportunidade na infância, e intervir para propiciar igualdade de oportunidade nessa fase da vida, em média, é mais eficiente do que na fase adulta do ponto de vista de ganhos de desenvolvimento humano. Sociedades com maior desigualdade de oportunidades nessa fase inicial da vida possuem maior propensão a apresentar desigualdade de resultados entre adultos. (BARROS et al., 2009).

O foco nas crianças ajuda a colocar a desigualdade de oportunidade no centro do debate. No dia do nascimento de uma criança, ela não escolhe seu gênero, raça, raça, ambiente familiar, logo tais fatores não deveriam diminuir as chances dela de se desenvolver (VEGA et al., 2010). Oportunidades básicas são essenciais para que crianças se desenvolvam de acordo com seu potencial e assim, quando adultas, tenham a chance de conquistar o sucesso nos resultados que almejam. (BARROS et al., 2009).

Em Barros et al. (2009), os autores analisam três serviços básicos de condições domiciliares, eletricidade, saneamento e água. Assim, acesso à água limpa e a um sistema de esgoto adequado compõem um conjunto de políticas públicas de saúde e devem ser consideradas como oportunidades básicas na vida de uma criança. O combate à mortalidade infantil, assim como doenças na infância, dependem de que as condições domiciliares sejam propícias. Aprimorar o acesso à água e ao saneamento é o único jeito de evitar que doenças como diarreia tenham consequências futuras, tornando a criança mais vulnerável à infecções, à má nutrição criando, assim, verdadeiras lacunas de desenvolvimento. O acesso à eletricidade complementa o saneamento e a água nas oportunidades básicas de condições do domicílio. A provisão de eletricidade nos domicílios possibilita acesso à informação e entretenimento por meio do rádio, da televisão e da Internet. Crianças podem se ocupar, seja para estudos seja para lazer, enquanto pais aprimoram o processo de criação de seus filhos. A eletricidade provê iluminação apropriada, uso de eletrodomésticos que auxiliam na hora de cozinhar e esquentar comida com impacto direto na nutrição dos residentes. O acesso à eletricidade é uma oportunidade básica que melhora a qualidade de vida das crianças. (BARROS et al., 2009).

Na América Latina, em 2005, a probabilidade de acesso à eletricidade para crianças que moram em zona rural com pais sem ensino secundário completo e baixa renda per capita é consideravelmente menor do que crianças de zona urbana com pais com ensino completo e alta renda per capita. Para o Brasil, a probabilidade quase dobra para crianças em situações mais vantajosas. (BARROS et al., 2009).

Além dos serviços relacionados às condições domiciliares, os autores calculam o IOH para a educação também. O acesso à educação é dividido entre frequência escolar e a probabilidade de ter finalizado a sexta série no tempo ideal. A probabilidade de completar a sexta série no tempo ideal possui uma variação maior de acesso do que eletricidade nos países latino americanos de acordo com as circunstâncias de cada criança. Em 2005, o Brasil foi o país que apresentou maior disparidade da probabilidade de completar a sexta série no tempo correto entre crianças em situação de vulnerabilidade e aquelas com ambiente familiar mais vantajoso. (BARROS, et al., 2009).

Ainda, de acordo com esses autores, partindo de um ponto de vista empírico, não podemos esperar que o esforço individual de cada criança seja determinante para ela obter ou não o acesso a determinado serviço básico. Desse modo, apenas as

circunstâncias influenciam a probabilidade da criança ter acesso ao serviço (BARROS et al. 2009).

Os autores aplicaram o Índice de Oportunidade Humana para países latino americanos e caribenhos para os anos de 1995 e 2005. Devido à falta de dados das pesquisas domiciliares de alguns países, a seleção de variáveis limita-se de acordo com a disponibilidade de informações semelhantes entre as pesquisas. Os serviços básicos analisados foram: saneamento, água, eletricidade, frequência escolar e sexta série no tempo ideal. As circunstâncias utilizadas foram: escolaridade dos pais, renda domiciliar per capita, presença de irmãos, presença de ambos os pais, gênero da criança, gênero do chefe da família e local de nascimento, urbano ou rural (BARROS et al., 2009). Os dois primeiros, para capturar origem socioeconômica e disponibilidade de recursos; a presença de irmãos e pais corresponde à estrutura familiar; o gênero da criança e do chefe da família capturam a forma direta e indireta de discriminação, respectivamente; o local de nascimento detecta disparidades espaciais. (VEGA et al., 2010).

Assim, buscou-se analisar o acesso desses serviços básicos entre crianças de 0 a 16 anos. Para frequência escolar, utilizou-se crianças entre 10 e 14 anos, e para sexta série no tempo ideal, crianças de 12 a 16 anos. Escolheu-se essa faixa etária para sexta série no tempo ideal para ter uma medida de qualidade da educação. Na maioria dos países, crianças tendem a iniciar os estudos aos 7 anos. Aos 13 anos, estudantes que passaram de ano sem repetir, provavelmente, completaram seis anos de estudo e, portanto, terminaram a escola primária. (BARROS et al., 2009).

Todos os países apresentaram mais de 77% de cobertura geral para frequência escolar em 1995. O país com menor percentual foi Honduras, com 78%. O Chile foi o país mais próximo da universalização com 98% das crianças cobertas. Em 2005, o Chile seguiu com a maior porcentagem, 99%, e Guatemala, com 81%, foi o menor resultado. Nicarágua apresentou a maior mudança anual, saindo de 81% para 88% em 2005. Brasil, Honduras e El Salvador também tiveram resultados expressivos durante esses dez anos. A frequência escolar brasileira de crianças entre 10 e 14 anos aumentou 7 pontos percentuais, de 90% para 97%. (BARROS et al., 2009).

Para a sexta série no tempo ideal, os resultados encontrados em 1995 foram significativamente piores na maioria dos países quando comparados com frequência escolar. A cobertura geral variou de 24% no Brasil para 89% na Jamaica. Em 2005, Guatemala ocupou o último lugar com 33% de cobertura e, mesmo tendo perdido um

ponto percentual, a Jamaica seguiu com a maior porcentagem, 88%. Brasil e Paraguai apresentaram as maiores taxas de mudanças anuais, ambos com 2,3%. Tal fato evidencia o avanço na educação brasileira que ocorreu na segunda metade da década de 90 e início dos anos 2000 (BARROS et al., 2009).

Quanto aos serviços básicos de condições familiares, o saneamento teve a pior performance entre os países latinos e caribenhos. A cobertura foi de 15% na Nicarágua até 83% na Venezuela para 1995. Água variou de 41% no Paraguai até 92% na Venezuela e eletricidade de 57% em Honduras até 99% na Venezuela. Em 2005, Nicarágua aumentou para 21% a cobertura de saneamento e a Costa Rica para 92%. Este último também obteve o maior percentual para água, 98%, enquanto El Salvador o menor percentual, de 55%. A eletricidade foi a condição domiciliar que apresentou a maior média geral entre os três serviços nos dois anos, tendo o Chile com 100% de cobertura em 2005. O Brasil apresentou a maior mudança anual para saneamento, um ponto percentual por ano, aumentando de 50% para 60%. (BARROS et al., 2009).

Os serviços que apresentaram menor cobertura também tiveram os maiores índices de desigualdade de oportunidade medido pelo D-Index. Para a sexta série no tempo ideal, em 1995, o D-index variou de 36% no Brasil para 3% na Jamaica. Em 2005, de 24% na Nicarágua até 2% na Jamaica. Brasil e Guatemala apresentaram as maiores reduções do índice de desigualdade de oportunidades, 1,6% ao ano. Assim, o Brasil conseguiu tanto um aumento na cobertura geral desse serviço quanto uma alocação mais igualitária do mesmo entre 1995 e 2005 entre crianças de diferentes circunstâncias. Honduras e Nicarágua foram os países com a maior taxa de mudança anual, redução de 0,4 pontos percentuais por ano (BARROS et al., 2009).

Portanto, eletricidade e água apresentaram, assim como frequência escolar, mudanças anuais pouco expressivas. O Paraguai e El Salvador tiveram a maior taxa de mudança anual para água e eletricidade, respectivamente. Os resultados de saneamento demonstram que o problema não é apenas na cobertura geral do serviço, mas também na forma como é distribuído. Em 1995, países como Guatemala e Nicarágua apresentaram desigualdade de oportunidade maior ou igual a 50% medida pelo D-Index. Guatemala e Peru tiveram as maiores mudanças anuais, 1,7% ambos. A correlação de cobertura e D-index é alta, mas não perfeita. Alguns países com níveis similares de cobertura mostraram diferentes níveis de desigualdade de oportunidade.



Assim, baixa cobertura não significa necessariamente alta desigualdade de oportunidade. (BARROS et al., 2009).

O IOH de educação é a média do índice de frequência escolar e sexta série no tempo ideal e o IOH de condições domiciliares é a média de saneamento, eletricidade e água. Para obter o IOH geral, calcula-se a média do índice de educação e de condições domiciliares. Em 1995, o IOH geral variou de 40% na Nicarágua até 83% no Chile. O Brasil foi o terceiro país com maior taxa de mudança anual, com 1,3%, atrás apenas de Paraguai e Peru, 1,4%. Como esperado, o Chile apresentou, em 2005, o maior IOH com 91%. No Brasil, em, 2005, 72% do acesso aos serviços básicos segue o princípio de igualdade de oportunidade, dois pontos percentuais acima da média geral dos países, que foi de 70%. Ainda assim, a performance brasileira é heterogênea pois, enquanto água e frequência escolar resultaram em baixa desigualdade de oportunidade na cobertura, sexta série no tempo ideal e saneamento tiveram resultados opostos. (BARROS et al., 2009).

**Tabela 1 – IOH geral dos países latinos e caribenhos, 1995-2005**

(continua)

<i>País</i>	<i>1995</i>	<i>2005</i>	<i>Mudança Anual</i>
Argentina	-	88	-
Bolívia	-	62	-
Brasil	59	72	1,3
Chile	83	91	0,8
Colômbia	67	74	1,1
Costa Rica	76	86	1,1
Equador	64	74	0,9
El Salvador	47	55	1,2
Guatemala	43	50	1,2
Honduras	-	53	-
Jamaica	72	73	0,1
México	70	82	1,2
Nicarágua	40	46	0,9

			(conclusão)
Panamá	65	69	0,5
Paraguai	58	67	1,4
Peru	55	66	1,4
República Dominicana	-	71	-
Uruguai	-	85	-
Venezuela	82	86	0,4

**Fonte: Elaboração do autor adaptado de Barros et al. (2009)**

Os autores descobriram que, para a educação, a escolaridade dos pais e gênero tiveram maior impacto na desigualdade de oportunidade medido pelo D-index. Para condições domiciliares, o local de nascimento, urbano ou rural, foi a circunstância dominante na explicação da desigualdade de oportunidade de saneamento, água e eletricidade entre crianças de diferentes circunstâncias. Renda domiciliar está na sequência no ranking de circunstâncias com maior impacto, o que ressalta o fato de que crianças nascidas em famílias pobres possuem menor acesso a condições domiciliares propícias para desenvolvimento pessoal. Um processo de desenvolvimento igualitário requer dois objetivos complementares: garantir o máximo de acesso a oportunidades básicas para qualquer pessoa, independentemente de suas circunstâncias e, em um cenário de restrições de recursos para oferta dessas oportunidades, aumentar o acesso daqueles em situação de vulnerabilidade para promover igualdade de oportunidade. (BARROS et al., 2009).

Por definição, há progresso no IOH quando se aumenta a cobertura geral do serviço ou aloca-se o mesmo de maneira mais igualitária, redução do D-index, ou ambos. O índice é consistente com o princípio de *Pareto*, dado que aumenta a cobertura geral. Independentemente de como é distribuída, nenhum indivíduo encontra-se em pior situação. Caso políticas públicas visem apenas expandir a cobertura do serviço, o índice aumentará lentamente. Para maximizar o IOH, é necessário a expansão do serviço combinado com a alocação igualitária do mesmo (BARROS et al., 2009).

O aumento da cobertura é chamado de efeito escala e a redução do D-index de efeito distribuição. O efeito escala, para educação, representou dois terços da

mudança total do índice. Isso mostra que o aumento da cobertura geral do serviço foi o principal motor para o aumento do IOH ao invés de uma distribuição mais justa. Para condições familiares, a decomposição entre efeito de escala e efeito de distribuição mostrou-se mais dispersa. Há países em que o efeito de distribuição teve maior impacto nas mudanças observadas no índice, como o Panamá. (BARROS et al., 2009).

Outra utilização do IOH é a análise da desigualdade de oportunidades dentro de cada país. O IOH geral pode esconder grandes diferenças entre estados e municípios. No Brasil, por exemplo, estados e municípios tiveram variações significativas e progressos desiguais durante os anos. Para a sexta série no tempo ideal, alguns estados tiveram uma performance acima da média nacional, como Santa Catarina, São Paulo e Paraná, enquanto Alagoas, Piauí e Sergipe apresentaram resultados inferiores à média nacional. Há estados, como Santa Catarina, que se assemelham ao desempenho encontrado no Chile, que foi o país com o melhor resultado para sexta série no tempo ideal, e estados no mesmo nível que Guatemala, que foi o país com o menor IOH encontrado. Além disso, estados com a pior performance são aqueles com a distribuição mais desigual das oportunidades básicas (BARROS et al., 2009).

Há uma vasta literatura que aplica a mesma metodologia do Índice de Oportunidade Humana para diferentes serviços ou cortes de tempo. Em Dill e Gonçalves (2012), construiu-se o IOH para o Brasil em 1999 e 2009 e utilizou-se a PNAD dos respectivos anos como base de dados. Os resultados indicaram avanço tanto na cobertura quanto na distribuição mais igualitária de saneamento, eletricidade, água e sexta série no tempo ideal. O IOH geral para 1999 e 2009 foram, respectivamente, 63,31 e 72,87. Como lidou-se apenas com dados brasileiros, a raça pôde ser incluída nas circunstâncias. Para a sexta série no tempo ideal, o IOH aumentou de 56,56 para 69,84. Esses valores destoam dos encontrados em Barros et al. (2009), o que evidencia a complexidade de mensurar educação por meio do serviço sexta série no tempo ideal (DILL; GONÇALVES, 2012).

Foguel e Veloso (2014) buscaram medir a igualdade de oportunidade para crianças brasileiras na pré-escola e creche a partir dos dados da PNAD 2006. Intervenções no início da vida tendem a ter altos retornos. Investimentos em educação pré-primária tem aumentado no Brasil, o que reflete um cuidado especial dos promotores de políticas públicas com esse estágio inicial na vida de cada pessoa.

Entretanto, os pais têm liberdade para decidir se desejam ou não que seus filhos atendam às creches e pré-escolas. Assim, além de mensurar o IOH, os autores também modificam o índice para que não apenas o acesso seja contabilizado, mas também a escolha dos pais em utilizar creches e pré-escolas. No questionário da PNAD de 2006, há uma seção que pergunta aos pais o motivo de seus filhos não atenderem a escola nesse estágio inicial da vida (FOGUEL; VELOSO, 2014).

Crianças com mais de 4 anos possuem um percentual de comparecimento à escola significativamente maior do que aquelas abaixo de 3 anos, mais de 58% contra menos de 35%, respectivamente. Os principais motivos para não comparecimento das crianças em creches ou pré-escolas foram a falta de dinheiro para despesas escolares, a falta de vagas, a ausência de creches ou pré-escolas perto da casa em que a família reside. Pais que optam pelo não comparecimento de seus filhos em creches ou pré-escolas aparecem como quarto motivo. Para famílias de quintis mais ricos, a opção dos pais pelo não comparecimento foi de 55% para crianças entre 0 e 3 anos, enquanto para quintis mais baixos foi de 28% (FOGUEL; VELOSO, 2014).

Os resultados mostram significativas diferenças entre o IOH e o índice desenvolvido pelos autores para o acesso à creche. Para a pré-escola, ambos índices tiveram valores semelhantes. O índice dos autores resultou em 50% de cobertura geral para creche e o IOH que considera a escolha parental variou de 34,9 (crianças com menos de 1 ano de idade) até 41 (crianças entre 0 e 3). O acesso à pré-escola teve média de 73% e o IOH com escolha parental entre 66 (crianças com 4 anos) e 77 (5 anos). Sem considerar a escolha dos pais em não colocar seus filhos na creche, o acesso médio diminui para 15%. Para a pré-escola, o acesso reduz apenas para 65%. Escolha parental, como esperado, tende a ser o maior impacto no comparecimento de crianças entre 0 e 3 anos de idade na creche do que o comparecimento de crianças entre 4 e 6 anos na pré-escola. A pré-escola está mais perto de tornar-se uma oportunidade básica do que creche no Brasil. O D-index da pré-escola apresentou valores menores em ambos os índices, o que implica em menor desigualdade de oportunidade na pré-escola do que na creche (FOGUEL; VELOSO, 2014).

Vega et al. (2010) aplicaram a metodologia do IOH nos dados do PISA, *Programme for International Student Assessment*, de 2006 para países latinos, caribenhos, norte-americanos e europeus. Capacitação estudantil é uma boa proxy para a qualidade da educação. PISA é uma pesquisa trienal internacional que mede

o conhecimento de crianças de 15 anos em leitura, matemática e ciências. Há seis níveis de proficiências em leitura e sete para matemática e ciência. A proficiência de número 2 é geralmente associada com o nível de capacitação educacional em que o indivíduo necessita aplicar os conhecimentos em diferentes contextos de vida. As circunstâncias que constam na pesquisa do PISA são: gênero, escolaridade do pai e da mãe, local da escola, ocupação do pai e ativos do domicílio que possibilitam a geração de um índice de riqueza da família. Capacitação educacional mensurada por notas de provas, como a PISA, capturam melhor a qualidade do ensino recebido pelas crianças de diferentes circunstâncias. Torna-se uma medida mais realista das verdadeiras chances que as crianças têm em adquirir conhecimentos mínimos para encarar os desafios ao longo da vida (VEGA et al., 2010).

A taxa de cobertura da qualidade da educação utilizada para construir o IOH é a proporção de alunos que realizaram a prova e alcançaram no mínimo proficiência nível 2. O IOH para leitura, matemática e ciência para países latinos e caribenhos foi significativamente menor do que os indicadores norte-americanos e europeus. O índice de leitura variou de 90 no Canadá até 37 na Argentina. O Chile foi o país latino com maior valor, 59, e ainda assim performou abaixo do país na última posição do ranking europeu e norte-americano, a Itália. Para a matemática, o IOH foi de 90 no Canadá, até 20 no Brasil. O Uruguai alcançou 50, o maior valor latino, mas ficou abaixo da Itália com 63, menor valor europeu. O Brasil também ficou na última posição para ciência entre todos países, 33. A Ciência apresentou a maior disparidade entre latinos e europeus. Chile e Uruguai com 54 ficaram 17 pontos abaixo da Itália, 71 (VEGA et al., 2010).

O índice de desigualdade de oportunidade latino, D-index, é cerca de duas vezes maior daquele observado na Europa e na América do Norte. Isso ressalta a importância de garantir uma distribuição igualitária de serviços básicos entre crianças de diferentes circunstâncias junto da expansão da cobertura geral. Crianças latinas possuem menos oportunidades para se desenvolver do que crianças europeias e norte-americanas, e as oportunidades existentes nos países latinos são distribuídas de maneira mais desigual. Quebrar essas barreiras de oportunidades entre crianças de diferentes circunstâncias torna-se essencial para nivelar o campo de jogo e permitir que alcancem seu potencial como adultos (VEGA et al., 2010).

Ademais, a educação superior é uma oportunidade de extrema relevância no desenvolvimento pessoal. O esforço individual, de fato, impacta no acesso ao ensino

superior. Diferente de quando se analisa a cobertura de saneamento, água, eletricidade e educação para crianças até 16 anos. Ainda assim, é válido mensurar o quão igualitário é o acesso à graduação entre jovens de diferentes circunstâncias. Pessoas mais instruídas tendem a conseguir empregos com maior remuneração, de maior impacto tecnológico e produtividade, o que influencia tanto no bem-estar social quanto no desenvolvimento econômico do país (CARVALHO; WALTENBERG, 2015).

Além disso, Carvalho e Waltenberg (2015) calculam o IOH do acesso à graduação para pessoas entre 17 e 29 anos que não são chefes de família. A base de dados utilizada foi a PNAD de 2003 e 2013. No ensino superior, uma maneira de mitigar a falta de acesso de pessoas vulneráveis é partir de ações afirmativas como a Lei de Cotas, criada em 2003 no Brasil. A instituição de cotas raciais e sociais, baseado na raça e na renda domiciliar do aluno, respectivamente, buscam prover oportunidades iguais para aqueles com maior dificuldade de ingressar no ensino superior (CARVALHO; WALTENBERG, 2015).

O D-index variou de 15,5% em 2003 para 10,8% em 2013, o que representa uma melhora na alocação do acesso de pessoas em grupos não vulneráveis para grupos vulneráveis. Instituições públicas apresentaram uma menor redução da desigualdade de oportunidades, medida pelo D-index, do que instituições privadas. Para a cobertura geral, houve expansão de 28,5% para 31,6%. Instituições privadas tiveram uma maior taxa de cobertura em ambos os anos. O IOH geral aumentou de 24% para 28,1%. Do avanço encontrado no IOH, grande parte corresponde ao efeito escala. Ainda que ações afirmativas tenham auxiliado no aumento do acesso à graduação de indivíduos de grupos vulneráveis, o Brasil segue distante de equalizar oportunidades relevantes como o ensino superior para toda a população. (CARVALHO; WALTENBERG, 2015).

Assim sendo, as decisões de quais variáveis, serviços básicos e períodos de tempo variam de acordo com disponibilidade de dados, definição de serviços básicos, dentre outros. A definição de oportunidades básicas é aberta ao debate e formuladores de políticas públicas podem incluir novos serviços caso seja de interesse da sociedade (BARROS et al., 2009). Por outro lado, Vega et al. (2010) ressaltam que, quando há consenso na sociedade que um serviço ou bem deveria ser utilizado por todos, ele é tido como básico. Para garantir uma universalização economicamente viável, o serviço ou bem precisa ser acessível. Desse modo, a possibilidade de utilização do índice é extensa.

Assim como as outras abordagens mais tradicionais presentes na literatura sobre desigualdade de oportunidade, o IOH também possui seus pontos positivos e negativos. A não-observação de variáveis de circunstâncias segue sendo um dos principais limitantes tanto para as abordagens mais tradicionais de mensuração da desigualdade de oportunidade quanto para a mensuração do IOH.

Yalonetzky (2012) enfatiza que o D-index consiste na parte do IOH que busca analisar a alocação de dado serviço a partir das circunstâncias pessoais da criança, e lida apenas com variáveis dicotômicas. Portanto, para distribuições multinomiais, o D-index é menos útil, segundo esse autor. Além disso, o valor máximo do D-index não depende apenas da população, mas também do peso de cada grupo na população e isso não é considerado adequadamente pelo D-index. Então, por exemplo, se a probabilidade de acesso aumenta para ambos grupos, sejam vulneráveis ou não vulneráveis, a alocação não se tornou mais igualitária de acordo com o princípio de igualdade de oportunidade. (YALONETZKY, 2012).

Em Peragine (2011), ressalta-se a importância e relevância do IOH, porque o mesmo analisa as condições das crianças e suas chances de se desenvolverem e conquistarem seus objetivos na vida adulta, mas Peragine (2011) também critica a consistência do IOH em relação à teoria de igualdade de oportunidade. O componente distributivo do IOH, D-index, busca medir a desigualdade de oportunidade no acesso a serviços básicos entre crianças de diferentes circunstâncias. Embora as crianças não devam ser consideradas responsáveis pelo seu acesso ou não aos serviços básicos analisados, o D-index foca apenas na diferença de cobertura entre grupos vulneráveis e não vulneráveis. Desigualdade entre crianças com as mesmas circunstâncias, ou seja, do mesmo grupo, são tidas como moralmente justas. A principal consequência desse fato consiste na subestimação do grau de desigualdade de oportunidade encontrado para a análise do acesso ao serviço em questão. Dado que diferenças intra grupos não são relevantes na mensuração do D-index, assim as injustiças na distribuição analisada detectada pelo IOH podem ser subestimadas (PERAGINE, 2011).

Além disso, uma questão chave para a discussão da fraqueza do IOH está na falta de análise da qualidade dos serviços básicos ofertados pelo setor público. Barros et al. (2009), inclusive, reforçam essa questão. Ter acesso não necessariamente significa que a criança usufrui dos benefícios de uma água limpa, esgoto sanitário adequado e educação de qualidade. Oportunidades básicas devem prover condições

essenciais para o desenvolvimento pessoal de todas as crianças em condições de quantidade e qualidade de acesso aos serviços ofertados. Para isso, é necessário que a oferta de serviços tenha uma qualidade mínima. Quando se vai além de apenas a desigualdade de oportunidade na cobertura geral, e passa-se a analisar a qualidade das oportunidades básicas, as lacunas entre crianças vulneráveis e não vulneráveis podem ser ainda mais graves do que as encontradas pelo IOH (BARROS et al., 2009). Assim, uma importante e relevante melhoria no Índice de Oportunidade Humana seria a inserção de um componente de averiguação da qualidade do serviço ofertado.



### 3 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

Nesta seção, será apresentada a base de dados utilizada, assim como suas estatísticas descritivas. Logo após, descreve-se a metodologia utilizada para o cálculo do IOH no presente estudo, metodologia essa baseada em Vega et al. (2010).

A construção do Índice de Oportunidade Humana, para o ano de 2015, nos possibilita uma análise do progresso da sociedade brasileira em relação ao acesso às oportunidades básicas de crianças em duas décadas, dado que o primeiro ano analisado em Barros et al. (2009) foi 1995. Portanto, para o presente estudo, utilizou-se a base de dados da PNAD 2015.

A PNAD 2015 entrevistou 151.189 domicílios e 356.904 pessoas que residiam nos mesmos. A faixa etária usada para cálculo do IOH é de crianças de 0 a 16 anos. Após filtrar por idade e excluir dados que não foram respondidos ou perdidos para alguma das circunstâncias, 80.029 indivíduos compuseram a base de dados. Os serviços básicos selecionados para mensuração do IOH foram saneamento, água, eletricidade, frequência escolar e sexta série no tempo ideal. Para a frequência escolar, utilizou-se crianças na idade entre 10 e 14 anos, enquanto a sexta série de ensino no tempo ideal, a faixa etária foi de crianças entre 12 e 16 anos. Referente ao acesso à água, a criança é coberta quando possui acesso de todas as fontes, seja canalização interna ou não. Para o saneamento, quando possui acesso à rede coletora ou fossa séptica de esgoto pluvial. Em relação à eletricidade, quando a forma de iluminação do domicílio for elétrica de todas as fontes. Para a sexta série no tempo ideal, dado que crianças que concluem essa etapa da educação tendem a ter no mínimo seis anos de ensino, assim, a criança possui acesso se, na faixa etária de 12 a 13 anos, ela tiver mais de 5 anos de escolaridade, para crianças de 14 anos, 6 anos de escolaridade, entre 15 e 16 anos, 7 anos. Para frequência escolar, a criança possui acesso se frequenta escola ou creche.

As variáveis de circunstâncias selecionadas foram gênero, local de nascimento, raça, presença de irmãos, presença da mãe no domicílio, renda domiciliar per capita e anos de escolaridade da pessoa referência. A raça foi dividida entre brancos, que constitui crianças brancas e amarelas, e não brancos. O gênero foi dividido entre masculino e feminino. Para o local de nascimento, separou-se entre urbano e rural. Quando o domicílio é composto por mais de uma criança entre 0 e 16 anos, entendeu-se que a criança possui irmãos. Como na PNAD não há uma pergunta específica

sobre se ambos os pais residem no domicílio, utilizou-se a presença da mãe como proxy. Anos de escolaridade da pessoa de referência do domicílio foram separados em três grupos: Fundamental ou abaixo, Ensino Médio e Superior. Dividiu-se a renda domiciliar per capita em cinco quintis de acordo a divisão encontrada em de Dill e Gonçalves (2012):

**Tabela 2 - Divisão dos quintis de renda domiciliar per capita.**

Quintis	Mínimo
1	0
2	207
3	338
4	518
5	851

**Fonte: Elaboração do autor.**

Para os dados da PNAD 2015, a porcentagem de crianças em cada quintil de renda foi, aproximadamente, 20%. Para brancos e não brancos, 40% e 60%, respectivamente. Metade das crianças responderam que se identificam com o gênero masculino, sendo a outra metade, feminino. A presença da mãe foi a circunstância com maior desequilíbrio. É importante ressaltar que tal circunstância é uma proxy para presença dos dois pais no domicílio, dado a ausência de uma pergunta direta. Apenas 10% das crianças responderam que a mãe não residia no domicílio. Para a presença de irmãos, 66% das crianças responderam que residiam com, no mínimo, mais uma pessoa com idade entre 0 e 16 anos. Quanto ao local de nascimento, 83% dos domicílios eram da zona urbana, o restante da zona rural. Metade das pessoas de referência do domicílio, 51%, tinham ensino fundamental ou abaixo, 37% ensino médio e 11% superior. O agrupamento das crianças com circunstâncias iguais resultou em 604 grupos para os dados da PNAD de 2015.

Para o presente estudo, adotou-se a metodologia de Vega et al. (2010) para mensuração do C, cobertura geral, P, penalidade, D, D-index e, conseqüentemente, o IOH. Primeiro, divide-se a população em grupos de crianças com as mesmas circunstâncias. Para cada serviço, a cobertura geral, C, é a cobertura média da população de crianças com acesso. Para que o princípio de igualdade de oportunidade seja satisfatório, todos os grupos devem ter a mesma média de cobertura do que a geral. Os grupos que possuem cobertura média menor que a geral são chamados de

grupos vulneráveis. A penalidade  $P$  é o percentual de pessoas dos grupos vulneráveis que deveriam ter acesso ao serviço para que a cobertura média do grupo fosse igual a geral. Tendo a cobertura geral,  $C$ , e a penalidade,  $P$ , o IOH é igual a:

$$IOH = C - P$$

Como  $P = C \times D$ , o D-index pode ser calculado através de:

$$D = \frac{P}{C}$$

O exemplo hipotético a seguir descreve a metodologia<sup>13</sup>. Dividiu-se uma população hipotética de crianças entre 0 e 16 anos, por exemplo, em 16 grupos com as mesmas circunstâncias, definidas por gênero, raça e local de nascimento. Todos os grupos possuem o mesmo tamanho, 100 indivíduos. A população hipotética, então, é composta por 1600 crianças.

**Tabela 3 - Distribuição hipotética da população de crianças de 0 a 16 anos.**

		NORTE		SUL	
		RURAL	URBANO	RURAL	URBANO
HOMEM	BRANCO	100	100	100	100
	PRETO	100	100	100	100
MULHER	BRANCA	100	100	100	100
	PRETA	100	100	100	100

**Fonte: Elaboração do autor adaptado de Vega et al. (2010).**

Apenas 400 crianças têm acesso ao serviço hipotético, por exemplo, saneamento. Como a população é composta por 1600 crianças, a cobertura geral do

---

<sup>13</sup> Cf: Veiga et al., 2010.

serviço, C, é de 25%. De acordo com o princípio de igualdade de oportunidade, 25% de cada grupo deveria ter acesso ao serviço.

**Tabela 4 - Distribuição hipotética de saneamento.**

		NORTE		SUL	
		RURAL	URBANO	RURAL	URBANO
HOMEM	BRANCO	75	60	45	<b>20</b>
	PRETO	50	50	30	<b>20</b>
MULHER	BRANCA	<b>15</b>	<b>10</b>	<b>5</b>	<b>0</b>
	PRETA	<b>15</b>	<b>5</b>	<b>0</b>	<b>0</b>

**Fonte: Elaboração do autor adaptado de Vega et al. (2010).**

A cobertura varia substancialmente entre grupos, de 0% até 75%. Dos 16 grupos, 10 possuem menos de 25% de cobertura (grafados em negrito), ou seja, menos de 25 crianças dentro do grupo são cobertas pelo serviço. Os grupos com taxa de cobertura menor que a taxa geral são chamados de grupos vulneráveis. Eles representam as lacunas de oportunidade entre grupos com diferentes circunstâncias na população. Para calcular o IOH, é necessário a taxa de cobertura geral, C, 25%, e a penalidade referente a alocações inadequadas seguindo o princípio de igualdade de oportunidade, P. Para calcular a penalidade, primeiro identificamos os grupos vulneráveis. Segundo, calculamos a fração de pessoas desses grupos vulneráveis que deveriam ter acesso ao serviço para que seu respectivo grupo alcance a taxa de cobertura geral.

**Tabela 5 - Lacunas de oportunidade hipotéticas.**

		NORTE		SUL	
		RURAL	URBANO	RURAL	URBANO
HOMEM	BRANCO	0	0	0	<b>5</b>
	PRETO	0	0	0	<b>5</b>
MULHER	BRANCA	<b>10</b>	<b>15</b>	<b>20</b>	<b>25</b>
	PRETA	<b>10</b>	<b>20</b>	<b>25</b>	<b>25</b>

**Fonte: Elaboração do autor adaptado de Vega et al. (2010)**

Por fim, a penalidade,  $P$ , é a soma das lacunas de oportunidade de grupos vulneráveis dividido pela população total. A soma das lacunas é igual a 160. Como a população consiste em 1600 indivíduos, a penalidade é igual a 10%. Descontando a penalidade da taxa de cobertura geral, temos que o IOH, nesse exemplo hipotético, é de 15%. Nesse exemplo, das 250 (25% de cada grupo) crianças dos grupos vulneráveis que deveriam ter acesso ao serviço, apenas 90 são cobertas pelo serviço. Conseqüentemente, 160 crianças deveriam receber o acesso para que ambos grupos vulneráveis estivessem com a mesma taxa de cobertura que a geral. Essa lacuna de oportunidade total corresponde a 10% da população. Pelo exemplo, percebe-se que o IOH aumenta se a taxa de cobertura geral aumentar, se a distribuição do serviço for realocado de grupos com cobertura maior que a geral para grupos vulneráveis ou se as duas situações ocorrerem ao mesmo tempo.

O IOH para educação é obtido pela média do IOH de frequência escolar e sexta série no tempo ideal. Já o IOH, para condições domiciliares é a média do índice de saneamento, eletricidade e água. O IOH geral é a média do IOH de educação e o de condições domiciliares.

De acordo com Barros et al. (2009), qualquer mudança no IOH pode ser atribuída ao aumento da cobertura geral,  $C$ , ou redução do D-index,  $D$ . A primeira chamada de “efeito de escala” e a segunda de “efeito de distribuição”. Consideramos o índice para dois anos, o inicial e o final, por exemplo. A mudança no IOH é expressa por:

$$\text{Mudança} = IOH_{final} - IOH_{inicial} = \text{Efeito escala} + \text{Efeito Distribuição}$$

Efeito escala e efeito distribuição são definidas da seguinte maneira:

$$\text{Efeito escala} = C_{final} (1 - D_{inicial}) - C_{inicial} (1 - D_{inicial})$$

$$\text{Efeito distribuição} = C_{final} (1 - D_{final}) - C_{final} (1 - D_{inicial})$$

Tanto a cobertura geral quanto a distribuição do acesso mudam com o tempo e interagem entre si. É difícil ocorrer uma alocação mais igualitária sem uma expansão

da cobertura geral. Essa decomposição permite analisar o impacto de cada variável do IOH mantendo a outra fixa no tempo. (BARROS et al., 2009).

## 4 RESULTADOS

Nesta seção, apresentaremos os resultados obtidos no presente estudo. Mensurou-se o IOH brasileiro para o ano de 2015 por meio dos dados da PNAD. Utilizou-se, também, o software R para mensuração dos resultados. Em seguida, compararemos, brevemente, os resultados obtidos no presente estudo com os resultados encontrados em Barros et al. (2009) para os anos de 1995 e 2005.

Em 2015, água e eletricidade atingiram 99% de cobertura geral. A frequência escolar atingiu 96%. Já saneamento e sexta série do ensino no tempo ideal apresentaram valores menores, 70% e 74%, respectivamente. As mudanças anuais são referentes a década entre 2005 e 2015. Por exemplo, a sexta série de ensino no tempo ideal teve uma mudança de 2,25 pontos percentuais ao ano, entre 2005 e 2015.

**Tabela 6 - Cobertura geral dos serviços básicos brasileiros em 2015.**

<i>Serviço Básico</i>	<i>Cobertura</i>	<i>Mudança anual</i>
Sexta série no tempo ideal	70	2,25
Frequência Escola	96	-0,1
Água	99	0,5
Saneamento	74	1,4
Eletricidade	99	0,4

**Fonte: Elaboração do autor.**

O D-index para eletricidade e água resultou em valores próximos de zero. A frequência escolar apresentou valor de 1,4 no D-index. Em relação ao saneamento e sexta série de ensino no tempo ideal, os valores do D-index encontrados para o ano de 2015 foram de 10 e 9, respectivamente. Quanto maior o D-index, maior a desigualdade de oportunidade no acesso a esses serviços básicos. Assim, saneamento e sexta série de ensino no tempo ideal foram os serviços com maior desigualdade de oportunidade medida pelo D-index.

**Tabela 7 - D-index dos serviços básicos brasileiros, 2015.**

<i>Serviço Básico</i>	<i>D-index</i>	<i>Mudança anual</i>
Sexta série no tempo ideal	9	-1,1
Frequência Escola	1,4	0,04
Água	0,01	-0,3
Saneamento	10	-0,9
Eletricidade	0,03	-0,3

**Fonte: Elaboração do autor.**

O IOH de eletricidade e água em 2015 colocou o Brasil no mesmo patamar do Chile, com quase 100% da população infantil entre 0 e 16 anos coberta por esses serviços. O IOH para frequência escolar também apresentou um valor alto, 96. Para saneamento e sexta série de ensino no tempo ideal, o IOH resultou em valores abaixo de 70, 67 para o primeiro e 63 para o segundo. Essa heterogeneidade dos resultados para cada serviço básico evidencia a importância de analisar os serviços separados, e não apenas o IOH geral.

**Tabela 8 - IOH dos serviços básicos brasileiros, 2015.**

<i>Serviço Básico</i>	<i>IOH</i>	<i>Mudança anual</i>
Sexta série no tempo ideal	63	2,6
Frequência Escola	95	-0,1
Água	99	0,8
Saneamento	67	1,8
Eletricidade	99	0,7

**Fonte: Elaboração do autor.**

Nesse sentido, o IOH de educação é a média do índice de frequência escolar e sexta série de ensino no tempo ideal e o IOH de condições domiciliares é a média



do índice de saneamento, eletricidade e água. Para obter o IOH geral, calcula-se a média do índice de educação e de condições domiciliares. O IOH de condições domiciliares encontrado para o ano de 2015 foi maior do que o IOH de educação, 88 e 79, respectivamente. O IOH geral para o Brasil em 2015 foi de 83. Isso significa que 83% do acesso aos serviços básicos entre crianças de diferentes circunstâncias segue o princípio de igualdade de oportunidade.

**Tabela 9 - IOH brasileiro para educação, condições domiciliares e geral, 2015.**

<i>IOH educação</i>	<i>IOH domicílio</i>	<i>IOH geral</i>
79	88	83

**Fonte: Elaboração do autor.**

Assim, o efeito escala consiste na parcela da variação anual do IOH correspondente ao aumento da cobertura geral. O efeito de distribuição é a parcela da variação do IOH referente à redução do D-index. O efeito escala para os dados de 2015 é responsável por, aproximadamente, dois terços da mudança do IOH entre 2005 e 2015. Saneamento foi o serviço básico com maior equilíbrio entre os efeitos. O efeito escala corresponde a 62% da mudança anual no IOH, enquanto o de distribuição, 38%. Não foram computados os valores para frequência escolar, devido à redução no IOH entre 2005 e 2015. Por mais que essa decomposição auxilie no entendimento das tendências de ambos efeitos, na vida real, é difícil encontrar avanços na distribuição igualitária de um serviço sem observar a expansão da cobertura geral, pois ambos os efeitos caminham juntos. O ideal é que a distribuição do acesso tenha como foco, primeiro, os grupos mais vulneráveis, seguindo assim o princípio de igualdade de oportunidade (BARROS et al., 2009).

**Tabela 10 - Efeito escala e efeito distribuição dos serviços básicos brasileiros, 2015.**

<i>Serviço Básico</i>	<i>Efeito escala</i>	<i>Efeito Distribuição</i>
Sexta série no tempo ideal	1,8	0,8
Frequência Escola	-	-
Água	0,6	0,2
Saneamento	1,1	0,7
Eletricidade	0,5	0,2

**Fonte: Elaboração do autor.**

Quando comparado com os resultados obtidos por Barros et al. (2009) para os anos de 1995 e 2005, o Brasil seguiu avançando no acesso igualitário dos serviços básicos entre crianças de diferentes circunstâncias em 2015. Fora a frequência escolar, todos os demais serviços básicos apresentaram aumento na cobertura, redução do D-index e aumento do IOH em 2015. As mudanças anuais entre 1995 e 2005 e entre 2005 e 2015 também foram similares. O IOH geral em 1995 foi de 59, e em 2005 foi de 72. Assim, na década entre 2005 e 2015, o Brasil seguiu o progresso de aumento do IOH geral encontrado na década entre 1995 e 2005. O efeito escala e que foi responsável por, aproximadamente, por dois terços da mudança do IOH entre esses dois anos (BARROS et al., 2009).

**Tabela 11 - Cobertura, D-index e o IOH dos serviços básicos brasileiros, 1995-2005.**

	1995			2005		
	Cobertura	D-index	IOH	Cobertura	D-index	IOH
Sexta série no tempo ideal	24	36	15	47	20	37
Frequência Escolar	90	3	87	97	1	96
Água	90	6	85	94	3	91
Saneamento	50	25	37	60	19	49
Eletricidade	89	8	81	95	3	92

**Fonte: Elaboração do autor adaptado de Barros et al. (2009).**

As mudanças anuais encontradas entre 1995 e 2005 foram similares às encontradas entre 2005 e 2015, tanto para a cobertura geral e o D-index quanto para o IOH dos serviços básicos<sup>14</sup>. Por exemplo, entre 1995 e 2005, a variação anual da cobertura geral da sexta série de ensino no tempo ideal foi de 2,3 pontos percentuais. Entre 2005 e 2015 foi de 2,25. Esse fato demonstra que o Brasil manteve uma certa consistência na expansão da cobertura geral e na distribuição igualitária dos serviços básicos durante ambas as décadas de 1995 a 2005 e entre 2005 e 2015.

---

<sup>14</sup> Na seção Anexo encontra-se a tabela referente às mudanças anuais da cobertura geral, D-index e IOH dos serviços básicos brasileiros entre 1995 e 2005 de acordo com Barros et al. (2009).

## 5 CONCLUSÃO

A ideia de igualdade de oportunidade consiste, metaforicamente, em “nivelar o campo do jogo” de tal forma que circunstâncias fora do controle pessoal não influenciem as chances de cada indivíduo obter os resultados subjetivamente desejados. Ou seja, em um mundo justo, os resultados obtidos pelos indivíduos deveriam depender apenas de aspectos de responsabilidade do próprio indivíduo, como a escolha do grau de esforço realizado. Entende-se que o grau de esforço praticado é de responsabilidade individual (ROEMER, 1998). Além disso, Barros et al. (2009) reforçam que a desigualdade de resultado hoje é reflexo da desigualdade de oportunidade no passado entre pessoas com diferentes circunstâncias, o que pode introduzir um aspecto de continuidade intergeracional nas desigualdades injustas observadas. Portanto, o foco dos formuladores de políticas públicas deveria ser combater essa “privação de oportunidades” de pessoas com circunstâncias desfavoráveis (BARROS et al., 2009).

Diante disso, o Índice de Oportunidade Humana, desenvolvido por Barros et al. (2009), busca detectar ou mensurar o quão igualitário é o acesso a serviços básicos relevantes para o bem-estar das crianças de diferentes circunstâncias ou origens sociais. Os serviços básicos analisados foram o acesso à água, ao saneamento, à eletricidade, à frequência escolar e à realização da sexta série do ensino no tempo ideal. Esses serviços básicos são essenciais para que a criança possa ter um desenvolvimento pessoal pleno (BARROS et al., 2009). Assim, o acesso a esses serviços não deveria depender de fatores fora do controle ou autonomia da criança, como a sua raça, seu gênero, seu local de nascimento, o *background* educacional de seus pais etc. (VEGA et al., 2010).

O presente estudo mensurou o IOH brasileiro para o ano de 2015 utilizando os dados da PNAD 2015. Os serviços básicos analisados foram água, saneamento, eletricidade, frequência escolar e sexta série no tempo ideal. Utilizou-se sete circunstâncias: gênero, raça, local de nascimento, presença de irmãos, presença da mãe, renda domiciliar per capita e escolaridade da pessoa de referência do domicílio.

Os resultados mostram um progresso no acesso igualitário a esses serviços para crianças brasileiras em 2015. Água, eletricidade e frequência escolar obtiveram valores próximos de 100 para o IOH, o que mostra um acesso quase que universalizado e em igualdade de oportunidade de acesso, sem, contudo, abordar

questões relacionadas à qualidade do serviço obtido. Isso significa que quase todas crianças, independentemente de suas circunstâncias, possuíam acesso a esses serviços em 2015. Porém, realizar a sexta série do ensino no tempo ideal alcançou 70% de cobertura geral, D-index de 9% e IOH de 63%. O Saneamento obteve 74% de cobertura geral, 10% de D-index e 67% de IOH. Assim, saneamento e sexta série do ensino no tempo ideal apresentaram um nível maior de desigualdade de oportunidade medida pelo D-index.

O IOH geral do Brasil foi de 83%. Esse valor significa que 83% do acesso a esses serviços básicos entre crianças brasileiras segue o princípio de igualdade de oportunidade. Percebe-se a heterogeneidade dos resultados do IOH entre os serviços, o que evidencia a relevância de analisar não só o IOH geral, mas de cada serviço separado também.

É importante que políticas públicas tenham como objetivo equalizar o acesso a esses serviços básicos entre todas as crianças do Brasil. Oportunidades iguais na fase infantil são pré-condição para igualdade de oportunidade durante o resto da vida (BARROS et al., 2009). Embora os resultados sejam positivos em alguns casos, ainda há espaço para melhorias, tanto no aumento da cobertura geral de serviços básicos quanto na promoção da igualdade de oportunidade no Brasil. Um fator relevante não foi, porém, analisado nesta pesquisa, que exige novos estudos, a diferença de qualidade dos serviços ofertados para diferentes perfis socioeconômicos da população no Brasil.

## REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P.; FERREIRA, F. H. G.; SAAVEDRA, J. S.; VEGA, J. R. M. **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC:World Bank Publications, 2009.
- BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; MENENDEZ, M. **Inequality of opportunity in Brazil**. *Review of Income and Wealth*, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007.
- CARVALHO, M. M; WALTENBERG, F. D. Desigualdade de oportunidade no acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2003 e 2013. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 2, p. 369-396, 2015.
- CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of Economic Inequality**, v 08, n. 4, p.429-450, 2010.
- CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Fair and unfair income inequalities in Europe. **Institute for the Study of Labor Discussion Paper**, Bonn, n.5025, p. 1-37, jun. 2010.
- CHERNOZHUKOV, V., FERNÁNDEZ-Val; MELLY, B. Inference on counterfactual distributions. **CEMMAP Working Papers**, CWP09/09, 2009.
- COGNEAU, D; GIGNOUX, J. Earnings Inequalities and Educational Mobility in Brazil over Two Decades. **IAI Discussion Papers**, n. 121, p. 1-35, 2005.
- DILL, H. C; GONÇALVES, F. O. 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, p. 185-210, ago. 2012.
- DWORKIN, RONALD. What is equality? Part 2: Equality of resources. **Philosophy and Public Affairs**, v. 10, n. 4, p. 283-345, 1981.
- FERREIRA, F. H. G.; GIGNOUX, J. The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America. **Review of Income and Wealth**, v. 57, n. 4, p. 622-657, 2011.
- FERREIRA, F. H. G.; LAKNER, C; LUGO, M; OZLER, BERK. Inequality of Opportunity and Economic Growth: How much can cross-country regressions really tell us? **Review of Income and Wealth**, Series 64, Number 4, p. 800-827, December 2018.
- FERREIRA, S.; VELOSO, F. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 1, p. 481-583, 2003.
- FERREIRA, S; VELOSO, F. Intergenerational Mobility of Wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p. 181-211.
- FIGUEIREDO, E. A; SILVA, C. R. A.; REGO, H. O. Desigualdade de oportunidades no Brasil: efeitos diretos e indiretos. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 2, p. 237-254, 2012.
- FIGUEIREDO, E. A.; SILVA, C. R. F. E. Desigualdade de oportunidades no Brasil: uma decomposição quantílica contrafactual. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 29-48, 2012.

FOGUEL, M. N; VELOSO, F. A. Inequality of opportunity in daycare and preschool services in Brazil. **Journal of Economic Inequality**, v. 12, n. 1, p. 91-220. 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2015**. Disponível em:

<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=o-que-e>. Acesso em: 15 ago. 2021

LEFRANC, A; PISTOLESI, N; TRANNOY, A. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are western societies all alike? **Review of Income and Wealth**, Series 54, n. 4, p. 513-546, 2008.

MARRERO, G. RODRÍGUEZ, J. Inequality of Opportunity and Growth. **Journal of Development Economics**, v. 104, p. 107-122, 2013.

OECD, **Income inequality (indicator)**, 2021. doi: 10.1787/459aa7f1-en. Acesso em: 09 nov. 2021.

PASTORE, J.; SILVA, N. **Mobilidade social no Brasil**. São Paulo: Makron Books, 1999.

PERAGINE, VITO. Ranking Income Distributions According to Equality of Opportunity. **Journal of Economic Inequality**, v. 2, n. 1, p. 11–30, 2004.

PERAGINE, VITO. Review of “Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean” by Ricardo Paesde Barros, Francisco H. G. Ferreira, José R. Molinas Vega, and Jaime Saavedra Chanduvi, World Bank and Palgrave Macmillan, 2009. **Journal of Economic Inequality**, v. 9, n. 1, p. 137-143. 2011.

PISTOLESI, N. Inequality of opportunity in the land of opportunities. **Journal of Economic Inequality**, v. 7, n. 1, 411-433, 2009.

RAWLS, JOHN. **Theory of Justice**. Harvard University Press, Harvard, 1971

ROEMER, J. E. **Equality of opportunity**. Harvard University Press, Harvard, 1998.

VEGA, J. R. M. et al. **Do our children have a chance?** The 2010 human opportunity report for Latin America and the Caribbean. Washington, DC: World Bank, 2010.

YALONETZKY, GASTON. A dissimilarity index of multidimensional inequality of opportunity. **J Econ Inequal** 10, v. 10, n. 1, p. 343-373.

## ANEXOS

**ANEXO A - Tabela 12 - mudanças anuais na cobertura geral, d-index e IOH dos serviços básicos brasileiros entre 1995 e 2005.**

Serviço Básico	Cobertura	D-index	IOH
Sexta série no tempo ideal	2,3	-1,6	2,2
Frequência Escolar	0,7	-0,2	0,9
Água	0,4	-0,2	0,7
Saneamento	1,0	-0,6	1,2
Eletricidade	0,7	-0,5	1,1

**Fonte: Elaboração do autor adaptado de Barros et al. (2009).**



## ANEXO B - Variáveis da PNAD 2015.

A seguir, apresenta-se as respectivas variáveis da PNAD utilizadas para representar os serviços básicos e circunstâncias.

Acesso a saneamento:

- V0217: Forma de escoadouro do banheiro ou sanitário

Essa variável recebe 1 quando “Rede coletora de esgoto ou pluvial”, 2 “Fossa séptica ligada a rede coletora de esgoto ou pluvial”, 3 “Fossa séptica não ligada a rede coletora de esgoto ou pluvial”, 4 “Fossa rudimentar”, 5 “Vala”, 6 “Direto para o rio, lago ou mar” e 7 “Outra forma”.

Acesso a água:

- V4624: Forma de abastecimento de água

Essa variável recebe 1 quando “Rede geral com canalização interna”, 2 “Poço ou nascente com canalização interna”, 3 “Outra procedência com canalização interna”, 4 “Rede geral sem canalização interna”, 5 “Poço ou nascente sem canalização interna”, 6 “Outra procedência sem canalização interna”

Acesso a eletricidade:

- V0219: Forma de iluminação do domicílio

Essa variável recebe 1 quando “Elétrica (de rede, gerador, solar)”, 3 “Óleo, querosene ou gás de botijão”, 5 “Outra forma”

Frequência escolar:

- V0602: Frequenta escola ou creche

Essa variável recebe 2 quando “Sim” e 4 “Não”

Sexta série no tempo ideal:

- V4803: Anos de estudo (todas as pessoas)

Essa variável recebe 1 quando “1 ano”, 2 “2 anos” e assim sucessivamente. Quando 17, “Não determinado”. Como os anos de estudos necessários para

completar a sexta série no tempo ideal varia de acordo com a idade, também usou-se a idade da criança:

- V8005: Idade do morador na data de referência

Idade em anos.

Gênero foi obtido via variável:

- V0302: Gênero

Essa variável recebe 2 quando “Masculino” e 4 “Feminino”

Raça:

- V0404: Cor ou raça

Essa variável recebe 2 quando “Branca”, 4 “Preta”, 6 “Amarela”, 8 “Parda”, 0 “Indígena” e 9 “Sem declaração”

Local de nascimento:

- V4728: Código de situação censitária

Essa variável recebe 1 quando “Urbana - Cidade ou vila, área urbanizada”, 2 “Urbana - Cidade ou vila, área não-urbanizada”, 3 “Urbana - Área urbana isolada”, 4 “Rural - Aglomerado rural de extensão urbana”, 5 “Rural - Aglomerado rural, isolado, povoado”, 6 “Rural - Aglomerado rural, isolado, núcleo”, 7 “Rural - Aglomerado rural, isolado, outros aglomerados” e 8 “Rural – Zona rural exclusive aglomerado rural”.

Presença da mãe foi:

- V0406: Mãe mora no domicílio

Quando 2 a variável recebe “Sim” e 4 igual “Não”.

Escolaridade da pessoa de referência:

- V6007: Curso mais elevado que frequentou anteriormente

Essa variável recebe 1 quando “Elementar (primário)”, 2 “Médio 1º ciclo (ginásial, etc.)”, 3 “Médio 2º ciclo (científico, clássico, etc.)”, 4 “Regular do ensino fundamental ou do 1º grau”, 5 “Regular do ensino médio ou do 2º grau”, 6 “Educação de jovens e adultos ou supletivo do ensino fundamental ou do 1º grau”, 7 “Educação

de jovens e adultos ou supletivo de ensino médio ou do 2º grau”, 8 “Superior de graduação”, 9 “Mestrado ou doutorado”, 10 “Alfabetização de jovens e adultos”, 11 “Creche”, 12 “Classe de alfabetização - CA” e 13 “Maternal, jardim de infância etc.”. Quando 1,4,6,10,11,12,13 considera-se Ensino Fundamental. Quando 2,3,5,7 igual Ensino Médio e quando 8,9 igual Ensino Superior.

Renda per capita:

- V4621: Rendimento mensal domiciliar per capita

Essa variável recebe o valor informado pela pessoa em R\$ e “999 999 999 999” como sem declaração.

## APÊNDICES

### APÊNDICE A - Rotina Software R

Primeiro importamos os dados da PNAD 2015 através do seguinte link:

<https://github.com/lucasmation/microdadosBrasil>

Após importar os dados, rodamos os seguintes comandos para mensuração dos resultados do presente estudo:

```
pnad_domicilio <-
  read_PNAD(
    ft = "domicilios",
    i = 2015,
    file = "C:/Users/ARRUDA/Documents/TCC/Cálculo
HOI/Dados/DOM2015.txt",
    vars_subset = c("V0102", "V0103", "V0217", "V0219", "V4105", "V4621",
"V4624"))
## -----
pnad_pessoa <-
  read_PNAD(
    ft = "pessoas",
    i = 2015,
    file = "C:/Users/ARRUDA/Documents/TCC/Cálculo
HOI/Dados/PES2015.txt",
    vars_subset = c(
      "V0102",
      "V0103",
      "V0301",
      "V0302",
      "V8005",
      "V0401",
      "V0404",
      "V0406",
```

```

    "V0408",
    "V4111",
    "V0602",
    "V6002",
    "V0605",
    "V4803",
    "V6007",
    "V0611",
    "V4728"
  )
)
## -----
pnad_pessoa <- pnad_pessoa %>%
  mutate_at(vars(4:17), as.numeric)

pnad_domicilio <- pnad_domicilio %>%
  mutate_at(vars(3:7), as.numeric)
## -----
pnad_domicilio %>%
  filter(V4621 == 999999999999) %>%
  nrow()

pnad_domicilio %>%
  nrow()
## -----
pnad_domicilio <- pnad_domicilio %>%
  mutate(V4621 = ifelse(V4621 == 999999999999, NA, V4621))
## -----
pnad_pessoa <- pnad_pessoa %>%
  mutate(id_domicilio = paste0(V0102, V0103), .before = V0102)

pnad_domicilio <- pnad_domicilio %>%
  mutate(id_domicilio = paste0(V0102, V0103), .before = V0102)
## -----

```

```

pnad_domicilio %>%
  select(id_domicilio) %>%
  unique() %>%
  nrow()

pnad_pessoa %>%
  select(id_domicilio) %>%
  unique() %>%
  nrow()
## -----
pnad_domicilio %>%
  anti_join(pnad_pessoa, by = "id_domicilio")
## -----
temp <- pnad_pessoa %>%
  filter(V8005 < 17) %>%
  # OBS.: A idade máxima filtrada aos 16 anos
  group_by(id_domicilio) %>%
  summarise(criancas = n()) %>%
  mutate(irmaos = ifelse(criancas > 1, 1, 0))
## -----
pnad_pessoa_2 <- pnad_pessoa %>%
  left_join(temp, by = "id_domicilio")
## -----
pnad_pessoa_raca <- pnad_pessoa_2 %>%
  mutate(branco_ou_amarelo = ifelse(V0404 == 2 |
                                     V0404 == 6, 1, 0))
## -----
pnad_pessoa_gênero <- pnad_pessoa_raca %>%
  mutate(gênero_masculino = ifelse(V0302 == 2, 1, 0))
## -----
pnad_pessoa_3 <- pnad_pessoa_gênero %>%
  mutate(urbana = ifelse(V4728 %in% c(1, 2, 3), 1, 0))
## -----
pnad_pessoa_4 <- pnad_pessoa_3 %>%

```

```

mutate(mae_no_domicilio = ifelse(V0406 == 2, 1, 0))
## -----
pnad_pessoa_4 %>%
  filter(V8005 < 17) %>%
  filter(is.na(mae_no_domicilio)) %>%
  nrow()
## -----
pnad_pessoa_5 <- pnad_pessoa_4 %>%
  left_join(select(pnad_domicilio, id_domicilio, V4621), by = "id_domicilio") %>%
  filter(V8005 < 17 &
    !is.na(V4621))
## -----
pnad_pessoa_6 <- pnad_pessoa_5 %>%
  mutate(quartil_renda = ggplot2::cut_number(V4621, n = 5, labels = c(1, 2, 3,
4, 5)))
## -----
pnad_pessoa_6 %>%
  group_by(quartil_renda) %>%
  summarise(count = n())
## -----
pnad_pessoa_6 %>%
  group_by(quartil_renda) %>%
  summarise(minimo = min(V4621))
## -----
pessoa_referencia <- pnad_pessoa %>%
  select(id_domicilio, V0401, V0301, V6007, V0611) %>%
  filter(V0401 == 1)
## -----
pessoa_referencia %>%
  group_by(id_domicilio) %>%
  summarise(total_ref = n()) %>%
  filter(total_ref > 1) %>%
  nrow()

```

```

## -----
pessoa_referencia_2 <- pessoa_referencia %>%
  mutate(
    ultimo_curso = case_when(
      V6007 %in% c(1, 4, 6, 10, 11, 12, 13) ~ "Fundamental",
      V6007 %in% c(2, 3, 5, 7) ~ "Médio",
      V6007 == 8 ~ "Superior",
      V6007 == 9 ~ "Pós-graduação"
    )
  )
## -----
pessoa_referencia_2 %>%
  select(-id_domicilio) %>%
  unique()
## -----
pessoa_referencia_2 <- pessoa_referencia %>%
  mutate(ultimo_curso_referencia = case_when(
    V6007 %in% c(1, 4, 6, 10, 11, 12, 13) ~ 1,
    V6007 %in% c(2, 3, 5, 7) ~ 2,
    V6007 %in% c(8, 9) ~ 3
  ))
## -----
pessoa_referencia_2 %>%
  select(-id_domicilio) %>%
  unique()
## -----
pnad_pessoa_7 <- pnad_pessoa_6 %>%
  left_join(select(pessoa_referencia_2, id_domicilio, ultimo_curso_referencia),
           by = "id_domicilio")
## -----
pnad_pessoa_7 %>%
  group_by(ultimo_curso_referencia) %>%
  summarise(count = n())

```



```

## -----
pnad_pessoa_8 <- pnad_pessoa_7 %>%
  filter(!is.na(ultimo_curso_referencia))
## -----
pnad_domicilio_2 <- pnad_domicilio %>%
  mutate(agua_encanada = ifelse(V4624 %in% c(1, 2, 3, 4, 5, 6), 1, 0))
## -----
pnad_domicilio_3 <- pnad_domicilio_2 %>%
  mutate(saneamento = ifelse(V0217 %in% c(1, 2, 3), 1, 0))

## -----
pnad_domicilio_4 <- pnad_domicilio_3 %>%
  mutate(eletricidade = ifelse(V0219 %in% c(3, 5, NA), 0, 1))
## -----
pnad_pessoa_9 <- pnad_pessoa_8 %>%
  mutate(freq_escola = case_when(V8005 <10 ~ 9, V0602 == 2 ~ 1, V0602 ==
4 ~ 0)) %>%
  mutate(freq_escola = ifelse(freq_escola == 9, NA, freq_escola))
## -----
pnad_pessoa_10 <- pnad_pessoa_9 %>%
  mutate(anos_escolares = case_when(
    V8005 < 12 ~ 9,
    (V8005 < 14 &
      V4803 > 5) |
    (V8005 == 14 &
      V4803 > 6) |
    (V8005 %in% c(15, 16) & V4803 > 7) ~
    1,
    TRUE ~ 0
  )) %>%
  mutate(anos_escolares = ifelse(anos_escolares == 9, NA, anos_escolares))
## -----
pnad_pessoa_10 %>%

```

```

select(V8005, V4803, anos_escolares) %>%
  unique() %>%
  arrange(desc(V8005))
## -----
pnad_pessoa_11 <- pnad_pessoa_10 %>%
  left_join(
    select(
      pnad_domicilio_4,
      id_domicilio,
      agua_encanada,
      saneamento,
      eletricidade
    ),
    by = "id_domicilio"
  )
## -----
sumarizar <- function(x) {
  total <- length(x)
  nas <- sum(is.na(x))
  uns <- sum(x == 1, na.rm = TRUE)
  zeros <- sum(x == 0, na.rm = TRUE)

  return(list(
    total = total,
    nas = nas,
    uns = uns,
    zeros = zeros
  ))
}

verifi <- pnad_pessoa_11 %>%
  select(
    irmaos,
    branco_ou_amarelo,

```

```

gênero_masculino,
urbana,
mae_no_domicilio,
freq_escola,
anos_escolares,
agua_encanada,
saneamento,
eletricidade
) %>%

```

```
sapply(sumarizar)
```

```

as.data.frame(t(verifi)) %>%
mutate_all(as.numeric) %>%
kable(align = "|", format.args = list(big.mark = ".")) %>%
kable_styling(bootstrap_options = c("striped"),
              position = "center")

```

```

## -----
sumarizar_prop <- function(x) {
  total <- length(x)
  nas <- (sum(is.na(x)) / length(x)) * 100
  uns <- (sum(x == 1, na.rm = TRUE) / sum(!is.na(x))) * 100
  zeros <- (sum(x == 0, na.rm = TRUE) / sum(!is.na(x))) * 100
  return(list(
    total = total,
    perc_nas = nas,
    perc_uns = uns,
    perc_zeros = zeros ))}

```

```

verifi_prop <- pnao_pessoa_11 %>%
select(
  irmaos,

```

```

branco_ou_amarelo,
gênero_masculino,
urbana,
mae_no_domicilio,
freq_escola,
anos_escolares,
agua_encanada,
saneamento,
eletricidade
) %>%
sapply(sumarizar_prop)

```

```

as.data.frame(t(verifi_prop)) %>%
mutate_all(as.numeric) %>%
kable(align = "|", digits = 2) %>%
kable_styling(bootstrap_options = c("striped"),
              position = "center")
## -----
tabela_final <- pnad_pessoa_11 %>%
mutate(id_pessoa = paste0(id_domicilio, V0301)) %>%
select(
  id_pessoa,
  id_domicilio,
  branco_ou_amarelo,
  gênero_masculino,
  urbana,
  irmaos,
  mae_no_domicilio,
  quintil_renda,
  ultimo_curso_referencia,
  freq_escola,
  anos_escolares,
  agua_encanada,
  saneamento,

```

```

    eletricidade
  ) %>%
mutate(
  id_grupo = paste0(
    branco_ou_amarelo,
    gênero_masculino,
    urbana,
    irmaos,
    mae_no_domicilio,
    quintil_renda,
    ultimo_curso_referencia
  ))
## -----
tabela_dindex <- function(tabela, oportunidade) {
  # Limpando NAs (para tabelas escolares)
  tabela <- tabela %>%
    filter(!is.na({{oportunidade}}))

  coluna_oportunidade <- tabela %>%
    select({{oportunidade}})

  coverage_geral <- sum(coluna_oportunidade) / nrow(tabela)

  nrow_geral <- nrow(tabela)

  tabela_agrupada <- tabela %>%
    group_by(id_grupo) %>%
    summarise(n_grupo = n(), coverage_real = sum({{oportunidade}})) %>%
    rowwise() %>%
    mutate(
      cov_geral = coverage_geral,
      prop_grupo = n_grupo / nrow_geral,
      coverage_esperado = coverage_geral * n_grupo,
      dif_coverage = coverage_real - coverage_esperado,

```

```

vulneravel = ifelse(dif_coverage < 0, 1, 0),
cov_prop = coverage_real / n_grupo,
dif_prop = coverage_geral - cov_prop,
dif_ponderada = (coverage_geral - abs(cov_prop)) * prop_grupo
)
return(tabela_agrupada)
}
## -----
tabela_saneamento <-
  tabela_dindex(tabela_final, oportunidade = saneamento)

tabela_agua <-
  tabela_dindex(tabela_final, oportunidade = agua_encanada)

tabela_eletricidade <-
  tabela_dindex(tabela_final, oportunidade = eletricidade)

tabela_freq_escola <-
  tabela_dindex(tabela_final, oportunidade = freq_escola)

tabela_anos_escolares <-
  tabela_dindex(tabela_final, oportunidade = anos_escolares)
## -----
penalty_saneamento <- tabela_saneamento %>%
  filter(vulneravel == 1) %>%
  select(dif_ponderada) %>%
  sum()

penalty_agua <- tabela_agua %>%
  filter(vulneravel == 1) %>%
  select(dif_ponderada) %>%
  sum()

penalty_eletricidade <- tabela_eletricidade %>%

```

```

filter(vulneravel == 1) %>%
select(dif_ponderada) %>%
sum()

```

```

penalty_freq_escola <- tabela_freq_escola %>%
filter(vulneravel == 1) %>%
select(dif_ponderada) %>%
sum()

```

```

penalty_anos_escolares <- tabela_anos_escolares %>%
filter(vulneravel == 1) %>%
select(dif_ponderada) %>%
sum()

```

```
## -----
```

```

tabela_hoi <-
data.frame(list(
  oportunidade = c(
    'saneamento',
    'agua',
    'eletricidade',
    'freq_escola',
    'anos_escolares'
  ),
  coverage = c(
    tabela_saneamento$cov_geral[1],
    tabela_agua$cov_geral[1],
    tabela_eletricidade$cov_geral[1],
    tabela_freq_escola$cov_geral[1],
    tabela_anos_escolares$cov_geral[1]
  ),
  penalty = c(
    penalty_saneamento,
    penalty_agua,
    penalty_eletricidade,

```

```
    penalty_freq_escola,  
    penalty_anos_escolares  
  )  
)) %>%  
  mutate(hoi = coverage - penalty)  
## -----  
tabela_hoi
```