

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO – UFPE**  
**CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS - CCSA**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA – DECON**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PIMES**

**DESIGUALDADES DE OPORTUNIDADES E CRESCIMENTO**  
**ECONÔMICO: UMA APLICAÇÃO DO ÍNDICE DE OPORTUNIDADE**  
**HUMANA À ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA**

**GIRLAN S. DE OLIVEIRA SILVA**

**RECIFE, 2016**

**GIRLAN S. DE OLIVEIRA SILVA**

**DESIGUALDADES DE OPORTUNIDADES E CRESCIMENTO  
ECONÔMICO: UMA APLICAÇÃO DO ÍNDICE DE OPORTUNIDADE  
HUMANA À ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco – PIMES/UFPE como requisito para obtenção do título de mestre em economia.

**Orientadora:** Prof.<sup>a</sup> Dra. Tatiane Almeida de Menezes

**RECIFE, 2016**

Catálogo na Fonte  
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

S586d

Silva, Girlan S. de Oliveira

Desigualdades de oportunidades e crescimento econômico: uma aplicação do índice de oportunidade humana à análise de convergência / Girlan S. de Oliveira Silva. - 2016.

114 folhas: il. 30 cm.

Orientadora: Prof.<sup>a</sup> Dra. Tatiane Almeida de Menezes.

Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco. CCSA, 2016.

Inclui referência e apêndices.

1. Crescimento. 2. Convergência. 3. Desigualdades (Matemática). 4. Renda - Distribuição. I. Menezes, Tatiane Almeida de (Orientadora). II. Título.

331 CDD (22.ed.)

UFPE (CSA 2016 – 139)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO – UFPE  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS - CCSA  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA – DECON  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PIMES

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DO  
MESTRADO EM ECONOMIA DE:

**GIRLAN SEVERINO DE OLIVEIRA SILVA**

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o candidato Girlan Severino de Oliveira Silva **APROVADO**.

Recife, 04/08/2016.

---

**Prof.<sup>a</sup> Dra. Tatiane Almeida de Menezes**  
**Orientadora**

---

**Prof. Dr. Raul Da Mota Silveira Neto**  
**Examinador Interno**

---

**Prof.<sup>a</sup> Dra. Roberta de Moraes Rocha**  
**Examinadora Externa – Dep. de Economia/CAA/UFPE**

A meus pais, minha esposa, meus filhos, meus irmãos e irmãs pelo amor incondicional, pelo incentivo e pela compreensão diante das minhas ausências.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus pelas bênçãos que me têm sido concedidas ao longo da vida, em especial a minha família, que no período do mestrado ficou maior com o nascimento dos meus dois filhos, Benjamin e Emanuel.

Agradeço aos meus pais, Severino José da Silva e Severina Gertrudes de Oliveira Silva, pelo exemplo de perseverança e por terem sido os responsáveis pela pessoa que me tornei e por tudo que conquistei.

Agradeço à minha esposa, Ana Paula, por não me deixar abater em meio às dificuldades e tampouco desacreditar no meu potencial, por estar sempre pronta para me ouvir, pelos conselhos, pelas orientações acadêmicas, enfim, pela sua presença em minha vida.

Agradeço às minhas irmãs Elineuza e Edjane pelo apoio e incentivo que me vem sendo dado desde o início de minha vida escolar. Assim como aos meus irmãos, Geilson e Gedson, pelo companheirismo e pela disponibilidade.

Agradeço a minha orientadora, Professora Tatiane Menezes, por sempre se mostrar disponível para ajudar, desde a minha monografia, pelos ensinamentos, pela compreensão e por ter buscado fazer desse trabalho o melhor possível.

Agradeço aos amigos da Unidade Acadêmica de Serra Talhada, que não apenas torceram por mim, mas me ajudaram antes e depois de meu ingresso no mestrado: Demóstenes Burégio, Maria Livânia, Cristiane Alves, Simone Regina, Fabiana Costa, Kleyton Siqueira e Julius Brandão.

Agradeço aos amigos que fiz no PIMES, em especial a Inaldo Bezerra, Marcelo Reis, Felipe Rezende, Dieison Casagrande e Paulo Henrique Guimarães, por compartilharem conhecimento, pela disponibilidade em ajudar e pelo companheirismo. Agradeço também à Renata Melo por me ajudar no uso do Stata, bem como à Daniella Cavalcanti, que não apenas me auxiliou com o Stata, mas também se dispôs a resolver alguns problemas que tive ao longo da utilização do software.

Agradeço à Jackeline e Maria Luíza, da Secretaria do PIMES, pela atenção, cordialidade e presteza com que sempre atenderam às minhas solicitações e demandas.

Agradeço aos membros do Statalist, sobretudo a Clyde Schechter e a Nick Cox, que fizeram com que eu pudesse aproveitar ao máximo os recursos do Stata e viabilizaram a construção dos códigos de programação que subsidiaram a realização do presente trabalho.

## RESUMO

As tentativas empíricas de capturar o efeito global da desigualdade sobre o crescimento têm, em sua maioria, produzido resultados imprecisos e inconclusivos, fato atribuído à consideração de que a desigualdade de renda, que é a medida de desigualdade mais amplamente utilizada nestas análises, é constituída por duas partes distintas, a desigualdade de oportunidades e a desigualdade de esforço, as quais podem repercutir sobre o processo de crescimento por vias opostas, fazendo com que a relação entre desigualdade e crescimento dependa de qual desses efeitos é superior. Diante da dificuldade conceitual que envolve a distinção entre circunstâncias e esforço, além deste último não ser um fator diretamente observável e de haver uma escassez de variáveis que representem de maneira satisfatória as circunstâncias, o presente trabalho se propõe a averiguar a relação entre o crescimento da renda real mensal familiar *per capita* média e uma representação indireta das desigualdades de oportunidades, dada pelo Índice de Oportunidade Humana (IOH). O estudo promove a comparação entre as estimações de modelos de convergência condicional, partindo de um modelo tradicional em que constam apenas variáveis clássicas da teoria do crescimento econômico, e no qual vão sendo adicionados um a um, o IOH e os índices de desigualdade de renda de Gini, Theil-T e Theil-L, para depois juntarmos a cada um desses últimos o Índice de Oportunidade Humana. Com o uso de dados das Pesquisas Nacionais por Amostras de Domicílios (PNADs) e da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) – Ipeadata - para os estados brasileiros e o Distrito Federal no período de 1995 a 2014, os resultados da análise apontam para uma relação negativa entre as desigualdades de oportunidades e o crescimento da renda.

Palavras-chave: Crescimento. Convergência. Desigualdade de Oportunidades. Índice de Oportunidade Humana. Desigualdade de Renda.

## ABSTRACT

Empirical attempts to capture the overall effect of inequality on growth have mostly produced imprecise and inconclusive results, a fact attributed to the consideration that income inequality, which is the most widely used measure of inequality in these analyzes, is constituted by two distinct parts, inequality of opportunity and inequality of effort, which can affect the growth process by opposite paths, making the relationship between inequality and growth depend on which of these effects is superior. In view of the conceptual difficulty that involves the distinction between circumstances and effort, besides the latter not being a directly observable factor and having a scarcity of variables that satisfactorily represent the circumstances, the present work proposes to ascertain the relation between the growth of the average family monthly real income *per capita* and an indirect representation of inequalities of opportunity, given by the Human Opportunity Index (IOH). The study promotes the comparison between the estimations of conditional convergence models, starting from a traditional model that contains only classic variables of the economic growth theory, in which the IOH and the income inequality indexes of Gini, Theil-T and Theil-L are added one by one, to later join each of the latter the Human Opportunity Index. Using data from the National Surveys by Household Samples (PNADs) and from the database of the Institute of Applied Economic Research (IPEA) – Ipeadata – for the Brazilian states and the Federal District from 1995 to 2014, the results of the analysis point to a negative relationship between inequalities of opportunity and income growth.

Keywords: Growth. Convergence. Inequality of Opportunities. Human Opportunity Index. Income Inequality.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Quantidade de observações aptas a serem utilizadas no cálculo de cada IOH .....	57
Tabela 2: Estatística Descritiva das Variáveis de Circunstância .....	60
Tabela 3: Associação das Estatísticas Descritivas das Variáveis de Oportunidade com as Variáveis de Circunstância Não Dicotômicas .....	61
Tabela 4: Associação das Estatísticas Descritivas das Variáveis de Oportunidade com as Variáveis de Circunstância Dicotômicas .....	62
Tabela 5: Estatística Descritiva das Variáveis Utilizadas na Análise de Convergência .....	65
Tabela 6: Crescimento da Renda, Índice de Oportunidade Humana e Desigualdade de Renda .....	78
Tabela 7: Correlograma das Variáveis de Circunstância .....	98
Tabela 8: Idade Adequada no Ensino Fundamental .....	100
Tabela 9: Índices de Oportunidade Humana e seus Componentes para cada Unidade Federativa Brasileira de 1995 a 2011 .....	102
Tabela 10: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo_1 de Análise de Convergência .....	111
Tabela 11: Estimacão Não-Robusta dos Parâmetros do Modelo_2 de Análise de Convergência .....	111
Tabela 12: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo_3 de Análise de Convergência .....	112
Tabela 13: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo_4 de Análise de Convergência .....	112
Tabela 14: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo_5 de Análise de Convergência .....	113
Tabela 15: Estimacão Não-Robusta dos Parâmetros do Modelo_6 de Análise de Convergência .....	113
Tabela 16: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo_7 de Análise de Convergência .....	114
Tabela 17: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo_8 de Análise de Convergência .....	114

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Evolução do Índice de Oportunidade Humana e de seus Componentes por Estado .....	101
Gráfico 2: Evolução dos Índices de Oportunidade Humana das Oportunidades Habitacionais por Estado .....	105
Gráfico 3: Evolução das Taxas de Cobertura das Oportunidades Habitacionais por Estado .....	106
Gráfico 4: Evolução dos Índices de Dissimilaridade das Oportunidades Habitacionais por Estado .....	107
Gráfico 5: Evolução dos Índices de Oportunidade Humana das Oportunidades Educacionais por Estado .....	108
Gráfico 6: Evolução da Taxa de Cobertura das Oportunidades Educacionais por Estado .....	109
Gráfico 7: Evolução do Índice de Dissimilaridade das Oportunidades Educacionais por Estado .....	110

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Descrição das Variáveis de Circunstância.....	99
Quadro 2: Descrição das Variáveis de Oportunidade.....	99
Quadro 3: Detalhamento das Variáveis Principais da Análise de Convergência .....	100
Quadro 4: Detalhamento das Variáveis de Controle da Análise de Convergência ....	100

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>10</b>
<b>2</b>	<b>O PARADIGMA DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES</b> .....	<b>14</b>
	2.1 A CONSTRUÇÃO TEÓRICA DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES .....	14
	2.2 O DESENVOLVIMENTO DA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE A DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES.....	21
<b>3</b>	<b>CRESCIMENTO ECONÔMICO E ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA</b> .....	<b>33</b>
	3.1 A TEORIA E OS MODELOS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO .....	33
	3.2 O PROCESSO DE CONVERGÊNCIA .....	40
<b>4</b>	<b>ESTRATÉGIA EMPÍRICA</b> .....	<b>44</b>
	4.1 OS MODELOS DE REGRESSÕES LOGÍSTICAS PARA A CONSTRUÇÃO DO IOH.....	44
	4.2 OS MODELOS DAS ANÁLISES DE CONVERGÊNCIA .....	48
<b>5</b>	<b>DADOS</b> .....	<b>52</b>
	5.1 A CONSTRUÇÃO DO IOH: VARIÁVEIS DE CIRCUNSTÂNCIA E DE OPORTUNIDADE .....	52
	5.2 A ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA: VARIÁVEIS PRINCIPAIS E VARIÁVEIS DE CONTROLE .....	63
<b>6</b>	<b>RESULTADOS</b> .....	<b>68</b>
	6.1 O EXAME DO ÍNDICE DE OPORTUNIDADE HUMANA E DE SEUS COMPONENTES .....	68
	6.2 O PROCESSO DE CONVERGÊNCIA E AS DESIGUALDADES DE OPORTUNIDADES .....	76
<b>7</b>	<b>CONCLUSÃO</b> .....	<b>82</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>85</b>
	<b>APÊNDICE</b> .....	<b>98</b>

## 1 INTRODUÇÃO

De acordo com Barro e Sala-i-Martin (2004) as diferenças nos padrões de vida entre as economias são reflexos das divergências nas suas taxas de crescimento de longo prazo, as quais, por menores que sejam, podem ter consequências mais amplas quando agregadas ao longo do tempo. Os autores reconhecem que o crescimento tem implicações importantes para o bem-estar dos indivíduos, entretanto, ressaltam que isto não necessariamente ocorre de forma equânime. Diante disso, os modelos de crescimento econômico têm buscado explicar as diferenças nos níveis de renda entre as economias e, complementarmente, através da análise de convergência, as discrepâncias nas suas taxas de crescimento.

Para Jones (2000) o fechamento do hiato entre economias ricas e pobres preconizado pela hipótese de convergência representa tão somente um entre os vários possíveis resultados do processo de crescimento, de maneira que, em termos gerais, o foco da questão deve recair sobre a evolução da distribuição da renda per capita das diversas economias. Nesse sentido, uma questão que se coloca, conforme expõem Persson e Tabellini (1994), é a seguinte: Qual o papel da distribuição de renda no processo de crescimento?

A análise da relação entre processo de crescimento e desigualdade tem se dado levando-se em conta ambas as direções de causalidade, desde Kuznets (1955) - que através do que ficou conhecido como Curva de Kuznets mostra que a transformação estrutural pela qual uma economia em crescimento passa pode gerar inicialmente um aumento da desigualdade, posteriormente seguido por uma queda - e Kaldor (1955) que apresenta várias tentativas da teoria econômica de solucionar o problema da distribuição de renda, exibindo, adicionalmente, como a desigualdade pode afetar a taxa e a natureza do crescimento econômico.

Para Voitchovsky (2009) a influência da desigualdade sobre os níveis de atividade econômica pode se dar em razão da distinção de comportamentos (do ponto de vista econômico) entre os diferentes grupos de renda e/ou por meio dos efeitos que a distância entre estes diferentes grupos provocam na forma como as pessoas interagem no ambiente econômico e nas suas perspectivas acerca da economia. Nesse sentido, segundo a autora, a literatura tem apontado que a quase totalidade das repercussões negativas da desigualdade sobre o crescimento está atrelada à extremidade inferior da distribuição de renda (pobreza) ou à desigualdade global extrema, das quais emanam problemas como restrição ao crédito; baixa produtividade; violência e diluição do nível médio de capital humano provocado pelas

elevadas taxas de fertilidade. Voitchovsky destaca ainda outros possíveis reflexos das desigualdades sobre a economia, tais como o desincentivo à acumulação, que pode ser ensejado pela política redistributiva delineada, em uma democracia, pelo processo eleitoral; a limitação da demanda; e especificamente com relação à desigualdade na extremidade superior da distribuição, o enfraquecimento das instituições governamentais associado à corrupção e o incentivo a atividades de *rent-seeking*, além de um resultado positivo imediato concernente à ideia de que empresários ricos podem conduzir investimento e acumulação de capital em uma economia e do efeito de um possível processo de *trickle-down*.

De maneira geral, a literatura teórica tem respondido à pergunta sobre qual o papel da distribuição de renda no processo de crescimento sugerindo vários canais de transmissão, com diferentes direções de causalidade, através dos quais a desigualdade pode afetar os níveis de atividade econômica, o que, conseqüentemente, implica em distintas formas de influência e, consoante Voitchovsky (2009), talvez explique os resultados inconclusivos obtidos pelas tentativas empíricas de capturar o efeito global da desigualdade sobre o crescimento. Como exemplo disso temos que, enquanto trabalhos como Persson e Tabellini (1994) e Alesina e Rodrik (1994) apontam para a existência de suporte para uma relação negativa entre crescimento e desigualdade, Li e Zou (1998) e Forbes (2000) acenam para uma associação entre desigualdade elevada e um rápido crescimento econômico, ao passo que Barro (2000 e 2008) afirma que em economias avançadas há um efeito positivo da desigualdade sobre o crescimento e o contrário em economias intermediárias.

Segundo Marrero e Rodríguez (2013) uma das razões para a imprecisão dos resultados obtidos é que a desigualdade de renda é uma medida constituída por dois componentes distintos, a desigualdade de oportunidades e a desigualdade de esforço, os quais podem atingir o processo de crescimento por vias opostas, fazendo com que a relação entre desigualdade e crescimento dependa de qual desses efeitos é superior. Tal visão segue o pressuposto fundamental que passou a ocupar espaço em grande parte dos estudos acerca das desigualdades a partir da década de 90, o qual, à luz da filosofia da igualdade de oportunidades, apregoa a análise da natureza das disparidades.

Mediante essa quebra de paradigma a equidade de uma dada distribuição de resultados passou a não ser julgada pura e simplesmente pela observação do grau de desigualdade presente nessa distribuição e sim pela consideração das informações que estão por trás da mesma, ou seja, pelas circunstâncias que deram origem a ela, o que, por sua vez, implica na constatação de que nem todas as possíveis fontes de desigualdades são igualmente injustas ou censuráveis. Isso foi formalizado por Roemer (1993, 1998), que propõe que os

determinantes dos resultados considerados importantes pela sociedade (tais como rendimento, patrimônio, estado de saúde, acesso ao ensino superior, etc.) sejam divididos entre variáveis de circunstância - que representam os atributos não controlados pelas pessoas, ou seja, exógenos a elas, como, por exemplo, a etnia, o local de nascimento, o talento, o *background* familiar etc. - e variáveis de esforço - que correspondem às variáveis influenciadas pelas pessoas mediante o seu comportamento autônomo, como os níveis de esforço e dedicação à escola e ao trabalho e etc. Nesse contexto, apenas as desigualdades decorrentes das diferentes circunstâncias, as quais são responsáveis por determinar as oportunidades a que os indivíduos possuem acesso, são condenáveis.

Utilizando um banco de dados relativo a 24 estados dos Estados Unidos entre os anos de 1980 e 2000 Marrero e Rodríguez (2013) afirmam ter encontrado fortes evidências de uma relação negativa entre desigualdade de oportunidades e crescimento, e uma relação positiva entre desigualdade de esforço e crescimento. Por sua vez, Ferreira et al. (2014), fazendo uso de dados referentes a 118 pesquisas domiciliares e 134 pesquisas de demografia e saúde para 42 países, obtiveram resultados que, segundo eles, são sugestivos, mas não robustos, já que, embora a desigualdade de renda tenha, em geral, se associado negativamente com o crescimento em ambos os conjuntos de dados, não foi encontrada nenhuma evidência de que isso seria uma decorrência do componente associado a oportunidades desiguais.

Conforme apontam Ferreira e Gignoux (2011), a utilização empírica do conceito de desigualdade de oportunidades, seja para o desenho de projetos de tributação e gastos públicos ou para o estudo dos determinantes das diferenças no crescimento entre as economias, requer, primeiramente, que seja definida uma forma adequada de mensurá-la, o que, segundo Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), não seria uma tarefa das mais fáceis, devido tanto a problemas conceituais e metodológicos, quanto a questões práticas associadas à ausência/incompletude/defasagem dos dados, tendo feito com que alguns pesquisadores passassem a assumir a hipótese de que o esforço não é diretamente observável, e com isso os seus estudos sobre as desigualdades se concentrassem tão somente nas variáveis de circunstância.

É nesse âmbito que emerge o Índice de Oportunidade Humana (IOH) desenvolvido por Barros et al. (2009), o qual se constitui numa medida de como as circunstâncias pessoais influenciam a probabilidade de uma criança ter acesso às oportunidades básicas necessárias ao seu sucesso na vida, tais como educação, água potável energia elétrica, saneamento etc. A suposição por trás da escolha dessa coorte etária é a de que não se pode esperar que as crianças (ao contrário dos adultos) empreendam, por si próprias, os esforços necessários para

terem acesso aos bens/serviços básicos qualificados como oportunidades, o que justifica, portanto, o foco exclusivo sobre as variáveis de circunstância.

Tendo em vista o exposto, buscamos retomar a discussão acerca da relação entre crescimento econômico e desigualdades seguindo não apenas a concepção de desigualdade de oportunidades, mas também o recente e frequente uso de variáveis que são *proxies* para capital geográfico como expressão das condições iniciais das economias nas análises de convergência condicional - as quais originalmente empregam variáveis espaciais e estruturais, além de *proxies* para capital humano - tal qual fizeram Azzoni et al. (2000) com a inserção de dados sobre condições climáticas, coordenadas geográficas e acesso a serviços de utilidade pública. Para tanto, construímos Índices de Oportunidade Humana (IOHs) e variáveis de controle - entre elas os índices de desigualdade de renda de Gini, Theil-T e Theil-L - para os estados brasileiros e o Distrito Federal e as aplicamos numa análise de convergência para a renda real mensal familiar *per capita* média destes entes federados nos cinco quadriênios compreendidos pelo período de 1995 a 2014.

O trabalho está estruturado em seis seções, além da introdução. As seções 2 e 3 correspondem ao referencial teórico do trabalho. A primeira trata do paradigma da desigualdade de oportunidades e traz em suas duas subseções, respectivamente, a construção da teoria da desigualdade de oportunidades e o desenvolvimento da literatura empírica acerca da utilização da mesma. Por sua vez, a seção 3 é dedicada ao crescimento econômico e à análise de convergência, discorrendo, também em duas subseções, sobre a teoria e os modelos de crescimento econômico e sobre o processo de convergência, nessa ordem. Na seção 4 apresentamos a estratégia empírica do estudo, a qual envolve os modelos de regressões logísticas para a construção do IOH, descritos na sua subseção inicial, e os modelos das análises de convergência, retratados na segunda subseção. O detalhamento e a análise descritiva dos dados são expostos na seção 5, sendo suas duas subseções expositoras das variáveis de circunstância e de oportunidade utilizadas na construção do Índice de Oportunidade Humana e das variáveis principais e de controle empregadas na análise de convergência, respectivamente. A seção 6 traz os resultados alcançados pelo nosso trabalho, os quais foram divididos entre o exame do Índice de Oportunidade Humana e de seus componentes, na primeira subseção, e a análise do processo de convergência diante das desigualdades de oportunidades, na segunda subseção. Por fim, na seção 7 (última seção) são expostas as conclusões do trabalho.

## 2 O PARADIGMA DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES

Nesta seção será apresentada a abordagem das desigualdades de oportunidades enquanto representação de uma quebra de paradigma relativa à avaliação do progresso social. Na primeira subseção trataremos do processo de construção da teoria da igualdade de oportunidades, a qual se deu pela formalização do seu conceito e pelo oferecimento de modelos econômicos, além de aspectos metodológicos gerais, para sua avaliação. Na subseção seguinte abordaremos o desenvolvimento das aplicações empíricas associadas ao exame das desigualdades de oportunidades, desde as formas mais incipientes de análise - que tratam do cálculo de como as oportunidades de obtenção de vários resultados são desiguais em diversos países, da investigação dos efeitos das políticas de equalização de oportunidades e da verificação da conformidade da visão da sociedade sobre justiça com o ideal da igualdade de oportunidades – passando pela quantificação dos custos e dos efeitos da implementação de políticas de igualdade de oportunidades e pelas frequentemente empregadas formas de decomposição da desigualdade global numa parte derivada das circunstâncias que estão além do controle do indivíduo e num componente residual, até a proposição do Índice de Oportunidade Humana - que se volta para a análise das desigualdades das chamadas oportunidades básicas para as crianças.

### 2.1 A CONSTRUÇÃO TEÓRICA DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES

Para Peragine (2000), sob a perspectiva do resultado igualitário, é natural avaliar as desigualdades sociais olhando para as desigualdades de resultado pertinentes, o que implicaria, por exemplo, em se julgar um determinado estado como mais equitativo do que outro baseado apenas no fato do primeiro apresentar menor desigualdade de renda do que o último. Por outro lado, ainda segundo o autor, se a análise das desigualdades sociais for guiada pela filosofia da igualdade de oportunidades, a equidade de uma dada distribuição de resultados não poderá julgada pura e simplesmente pela observação do grau de desigualdade presente nessa distribuição. Deverão ser levadas em consideração informações sobre o que está por trás dessa distribuição, ou seja, sobre as circunstâncias que deram origem a mesma.

Portanto, a distribuição de um dado resultado pode, por vezes, ser julgada equitativa, e, por vezes, não, dependendo destas circunstâncias.

O uso contínuo e predominante do Produto Interno Bruto *per capita* (PIB *per capita*) como uma medida do progresso social ou econômico, de acordo com Ferreira e Peragine (2015), reflete a permanência do pensamento utilitarista - forma mais proeminente do paradigma assistencialista - na análise das desigualdades na distribuição de recursos e/ou realizações individuais, o qual apregoa que o objetivo das sociedades deve ser o de buscar o “máximo de bens para o maior número de pessoas”<sup>1</sup>.

Contudo, apesar de ter se mantido durante muito tempo como a base ética para a avaliação do progresso social tradicionalmente empregada, a abordagem utilitarista, assim como o assistencialismo de uma maneira geral, não ficaram isentos de questionamentos, sobretudo oriundos da filosofia política. Pensadores como John Rawls, Ronald Dworkin, Amartya Sen, Richard Arneson e Gerald Cohen foram os seus mais influentes críticos, tendo, conforme exposto por Ferreira e Peragine (2015), não apenas questionado a ausência de aversão à desigualdade implícita na métrica baseada na soma de utilidades (regra de agregação), mas também censurado as bases do assistencialismo, opondo-se claramente à definição da justiça social como distribuição da satisfação das preferências individuais. Cada um dos filósofos acima citados expôs a sua concepção acerca das perspectivas sob as quais os preceitos de equidade deveriam ser formulados.

Excetuando-se as contribuições de Amartya Sen<sup>2</sup>, podemos afirmar que apenas a partir da década de 90 os economistas passaram a se envolver na discussão acerca do que deveria ser igualmente distribuído para se alcançar o ideal de justiça, sendo John Roemer o nome de mais destaque entre eles.

Roemer (1993, 1998) ofereceu uma formalização do conceito de desigualdade de oportunidades, sugerindo que os determinantes dos resultados considerados importantes por todos, ou ao menos a maioria, dos membros da sociedade (tais como rendimento, patrimônio, estado de saúde, acesso ao ensino superior, etc.), chamados por ele de "vantagens", seriam divididos no que ele chamou de variáveis de circunstância, que representariam os atributos não controlados pelas pessoas, ou seja, exógenos a elas, como, por exemplo, a etnia, o local de nascimento, o talento, o nível educacional dos pais, o *status* ocupacional do pai, o *background* familiar etc., e variáveis de esforço, que corresponderiam às variáveis influenciadas pelas pessoas mediante o seu comportamento autônomo, como, por exemplo, se

---

<sup>1</sup> Jeremy Bentham é um dos mais influentes pensadores da escola utilitarista.

<sup>2</sup> Além de filósofo político, Amartya Sen também era economista.

o indivíduo esforça-se mais ou menos na escola, dedica mais ou menos tempo às tarefas escolares, trabalha mais ou menos horas etc. Ainda segundo Roemer, tanto o esforço quanto as circunstâncias podem implicar na existência de disparidades de resultados pessoais entre os indivíduos, porém, corroborando o exposto pelos filósofos anteriormente citados, apenas as desigualdades que são decorrentes das diferentes circunstâncias, as quais seriam responsáveis por determinar as oportunidades a que os indivíduos possuiriam acesso, são consideradas injustas<sup>3</sup>.

As primeiras investidas para a formalização da noção de igualdade de oportunidades e sua inserção em modelos econômicos partiram, porém, do pressuposto de que parte do esforço individual também era influenciado pelas circunstâncias, de modo que estas últimas afetavam os resultados conquistados pelos indivíduos não apenas diretamente, mas também indiretamente via esforço. Consoante o exposto por Pistolesi (2009), na análise do efeito direto, a igualdade de oportunidades prevaleceria se e somente se os indivíduos com diferentes níveis de circunstância, porém, exercendo a mesma quantidade de esforço, possuísem o mesmo nível de resultado, enquanto que sob o ponto de vista do efeito indireto, a igualdade de oportunidades era definida como a situação onde as diferenças de resultado são oriundas somente do diferencial do esforço.

De acordo com Ferreira e Peragine (2015), as tentativas que procuraram lidar com as oportunidades de forma direta, ou explícita, consideraram que cada indivíduo era dotado de um determinado conjunto de oportunidades observáveis, as quais eram tratadas como bens não-rivais, de maneira que a sociedade seria representada por conjuntos de perfis de oportunidades. A ideia por trás disso era formar *rankings* das distribuições conjuntas dos elementos dos conjuntos de oportunidade individuais e, inspirado, sobretudo no foco dado por Amartya Sen à liberdade e às capacidades, medir o grau de desigualdade de oportunidades e assim formar a base para uma função de avaliação global social a ser utilizado na avaliação de estados sociais.

Seguindo Pattanaik e Xu (1990), Kranich (1996a,b) propôs que os conjuntos de oportunidade sejam avaliados com base nos seus respectivos cardinais, ou seja, na quantidade de elementos que cada um tem, de forma que, ao se permitir a comparabilidade cardinal completa das posições individuais, pode-se classificar uma dada distribuição de oportunidades

---

<sup>3</sup> É importante destacar que para Roemer (1993, 1998) o esforço é tratado como não observado.

como mais equitativa do que outra se a diferença entre as cardinalidades dos agentes dos conjuntos de oportunidades é menor na primeira do que na segunda<sup>4</sup>.

Ok (1997) e Ok e Kranich (1998), por sua vez, considerando a relação de cardinalidade para o *ranking* dos conjuntos de oportunidade individuais, tentaram aplicar às distribuições dos conjuntos de oportunidades o princípio da transferência de Pigou-Dalton<sup>5</sup> e a Curva de Lorenz<sup>6</sup>.

As aplicações empíricas do ranqueamento dos conjuntos de oportunidades esbarraram, no entanto, em fortes requisições informacionais, advindas, sobretudo, do fato de as oportunidades serem inerentemente não observáveis, já que, em essência, conforme destacam Ferreira e Peragine (2015), os conjuntos de oportunidades são conjuntos de opções hipotéticas, podendo algumas delas serem exercidas (factuais) enquanto outras não (contrafactuais).

Não surpreendentemente, o tratamento formal conferido às desigualdades de oportunidades pela abordagem econômica direta parece não ter inspirado quaisquer aplicações empíricas, ao contrário da abordagem indireta, onde a conexão entre resultados, oportunidades, esforço e circunstâncias exógenas foi expressamente formalizada através de diferentes modelos construídos de forma independente.

Considerada mais estrutural e consequencialista por natureza, a abordagem indireta tem como principais nomes Marc Fleurbaey, Dirk Van de Gaer, Walter Bossert e John Roemer, os quais incorporaram em teorias econômicas formais de avaliação de estados sociais considerações sobre responsabilidade pessoal e oportunidades, tendo se concentrado nos efeitos das distribuições de oportunidades, expressos nas distribuições conjuntas de uma vantagem observável e um número de características individuais, e não sobre a distribuição (e redistribuição) das oportunidades em si.

Van de Gaer (1993) partilha com Roemer (1993) o pioneirismo dos economistas na formulação de abordagens que ofereceram procedimentos para estimar as desigualdades de oportunidades. A este último é atribuída a tradução, em modelos econômicos formais, da teoria das desigualdades de oportunidades através da proposição de um algoritmo para

---

<sup>4</sup> Weymark (2003) propõe, alternativamente, que os conjuntos de oportunidades sejam julgados de acordo com a regra de inclusão de conjuntos, segundo a qual um conjunto é preferível a outro conjunto simplesmente se todos os elementos deste último estão contidos no primeiro.

<sup>5</sup> Segundo esse princípio, uma transferência de renda de um indivíduo mais rico para um indivíduo mais pobre, desde que não inverta a posição social entre os dois, resulta em uma maior igualdade social.

<sup>6</sup> Mais recentemente, Peragine (2004) propôs o uso da Curva de Lorenz Generalizada para fazer comparações ordinais de bem-estar para distribuições de renda de acordo com a igualdade de oportunidades.

calcular políticas que igualassem as oportunidades para o alcance de uma determinada vantagem em uma população.

Roemer apresenta um modelo de tributação ótima no qual a função de avaliação do planejador social incorpora uma aversão à desigualdade oriunda de circunstâncias herdadas. Em sua análise ele divide a população em tipos, onde cada tipo é representado por todos os indivíduos com circunstâncias idênticas, de modo que a caracterização de cada tipo por uma determinada distribuição cumulativa de vantagens é fruto única e exclusivamente das diferenças de grau de esforço dentro de cada tipo. Todavia, as comparações entre indivíduos quando pautadas nos níveis absolutos de esforço não são, para o autor, adequadas, uma vez que as médias de esforços despendidos em cada tipo podem variar e, portanto, devem ser tratadas como características dos tipos, ao invés dos indivíduos, ou, como o mesmo coloca, como características não observáveis. Dessa forma, considerando que os indivíduos não podem ser responsabilizados pelo nível de esforço empregado, caso estes sejam uma consequência das circunstâncias aos quais eles estão inseridos, a política de igualdade de oportunidades é definida por John Roemer como aquela destinada a fazer com que duas pessoas localizadas no mesmo percentil da sua distribuição condicionada ao seu fator de circunstâncias, sejam tomadas como empreendedoras do mesmo nível de esforço e, por conseguinte, devam alcançar o mesmo patamar de resultado<sup>7</sup>.

Conforme exposto por Bourguignon, Ferreira e Walton (2006), a política ideal de Roemer depende do percentil de esforço, visto que ela é aquela que maximiza o resultado da pessoa num dado percentil da distribuição do tipo para o qual esse percentil tem os resultados mais inferiores entre todos os tipos. Em termos práticos, a implementação de tal política visa afetar a distribuição cumulativa de vantagens de cada tipo, para tanto, o autor propõe que seja calculado, em todos os tipos, o nível mínimo de resultado de indivíduos que exercem o mesmo grau de esforço e, em seguida, que seja maximizada a sua média. Por sua vez, Van de Gaer apresenta um tratamento diferente, e, ao contrário de se concentrar na comparação de resultados entre indivíduos de tipos diferentes e mesmo nível relativo de esforço, direciona o foco de sua análise para o conjunto de resultados acessíveis para os indivíduos que possuem circunstâncias semelhantes. Para o autor, se o conjunto de oportunidades disponíveis para cada indivíduo de um determinado tipo não depende de suas circunstâncias iniciais, não há desigualdade de oportunidades. O critério de igualdade de oportunidade proposto por Van de

---

<sup>7</sup> É dessa suposição que emerge o Axioma de Identificação de Roemer (RIA), segundo o qual dois indivíduos com diferentes conjuntos de oportunidades, mas com o mesmo percentil da distribuição dentro do seu tipo, exercem o mesmo nível de esforço.

Gaer prevê primeiramente a avaliação do resultado médio em todos os grupos formados por indivíduos de todos os tipos que têm a mesma posição relativa nas distribuições de esforço de seus tipos e, então, a maximização do mínimo dessas médias em todos os tipos.

Enquanto o aporte dado por Roemer e Van de Gaer à questão da igualdade de oportunidades se deu, sobretudo, na busca pela construção de um projeto igualitário, pautado na identificação de políticas de igualdade de oportunidades mediante o emprego, segundo Fleurbaey (2008), de modelos maximin combinados com funções de assistência social utilitárias com objetivo de aplicar ao longo da dimensão de circunstâncias e ao longo da dimensão da responsabilidade, respectivamente, uma aversão infinita e uma aversão zero à desigualdade), Marc Fleurbaey e Walter Bossert, por sua vez, estiveram mais preocupados com o reconhecimento explícito do papel da responsabilidade individual na definição e proposição de regras justas de alocação, ou seja, regras que compensem o efeito das características de circunstâncias sem interferir com os efeitos da responsabilidade individual. Em trabalhos como Fleurbaey (1994), Fleurbaey (1995a, b, c, d), Bossert (1995) e Bossert e Fleurbaey (1996) os autores apresentam modelos simples em que, com base em informações completas das características dos indivíduos, realiza-se redistribuição utilizando transferências de recursos financeiros.

Da análise das desigualdades de oportunidades sob o enfoque indireto surgem os dois princípios éticos fundamentais sobre os quais o igualitarismo de oportunidades repousa: os princípios da compensação e da recompensa. O primeiro deles, consoante o qual a desigualdade devido a circunstâncias alheias à responsabilidade individual é eticamente injustificável, prevê, de acordo com Fleurbaey (1995d), que a sociedade compense os indivíduos pelas diferenças nos resultados que são devidos a fatores fora de seu controle. O segundo princípio, por sua vez, preconiza a repartição dos resultados pelo exercício da responsabilidade individual, ou seja, introduz a ética da responsabilidade para o projeto igualitário, já que, segundo ele, as desigualdades de resultados devidas a diferenças nos esforços são eticamente legítimas e, portanto, as sociedades devem respeitar as recompensas pelo esforço individual, e não buscar compensar as diferenças de resultados que surgem como resultado. Para Brunori, Ferreira e Peragine (2013) o princípio da recompensa pode ainda ser formalizado das seguintes duas mais proeminentes maneiras: o princípio liberal da recompensa, que, por considerar que as desigualdades devidas ao esforço desigual devem ser deixadas intocadas, proíbe a redistribuição entre os indivíduos com circunstâncias idênticas; e o princípio utilitário da recompensa que, por julgar que as desigualdades devido ao esforço

desigual não importam, apregoa uma política de maximização da soma entre os subgrupos com circunstâncias idênticas.

Cabe destacar, adicionalmente, que as abordagens de Roemer (1993) e Van der Gaer (1993) - apesar de emergirem da mesma ideia de que a desigualdade de oportunidades está associada com a desigualdade devido às circunstâncias, e não como decorrência dos diferenciais de esforço - deram origem a duas formas conceitualmente distintas de definir e medir a desigualdade de oportunidades, que são, respectivamente, as abordagens *ex-post* e *ex-ante*, onde, na primeira, de acordo com Ferreira, Gignoux e Aran (2011), a igualdade de oportunidades é definida como a situação em que todos os indivíduos que exercem o mesmo esforço obtêm o mesmo resultado, ou seja, a análise é feita após a observação das realizações de esforço e, por isso, é chamada de *ex-post*; e na segunda, a igualdade de oportunidades se dá quando todos os indivíduos enfrentam o mesmo conjunto de oportunidades independentemente das suas circunstâncias, sendo assim, a análise foca nas diferenças entre os grupos com diferentes circunstâncias antes da realização dos níveis de esforço, isto é, de forma *ex-ante*.

Em resumo, consoante o apresentado por Checchi e Peragine (2010), Singh (2012) e Brzezinski (2015), na abordagem *ex-ante* a população total é dividida em grupos com circunstâncias individuais semelhantes (os tipos), e a análise da desigualdade centra-se nas desigualdades entre os "tipos", sendo indiferente quanto à desigualdade dentro dos tipos; ao passo que na abordagem *ex-post* os grupos nos quais a população é dividida são estabelecidos conforme sua posição relativa nas distribuições de esforço em todos os tipos (os tranches), de maneira que a análise resultante é a das desigualdades dentro desses grupos, as quais são tomadas como as desigualdades de oportunidades.

Segundo Checchi, Peragine e Serlenga (2015) as visões sobre igualdade de oportunidades dessas duas abordagens são não apenas diferentes, como também, às vezes, conflitantes<sup>8</sup>. Contudo, de acordo com os autores, a maioria dos trabalhos empíricos sobre desigualdades de oportunidades adota a abordagem *ex-ante*, o que para Singh (2012) tem como principal razão o fato de a construção desta ser baseada nas desigualdades entre tipos sociais.

Ferreira e Peragine (2015) e Roemer e Trannoy (2015) destacam que as óticas "*ex ante*" e "*ex post*" representam dois caminhos distintos pelos quais se pode empregar o já referido princípio da compensação. Conforme Brunori, Ferreira e Peragine (2013) a

---

<sup>8</sup> De acordo com os autores os rankings por elas gerados podem ser diferentes.

compensação *ex-ante* é associada a Van de Gaer (1993) e procura estimar o conjunto de oportunidades com o qual se defronta cada indivíduo, conferindo-lhes um valor numérico e buscando eliminar as desigualdades que existam quando todos os tipos enfrentam conjuntos com o mesmo valor. A compensação *ex-post*, por outro lado, não mensura conjuntos de oportunidade e sim observa o esforço, ou alguma medida atribuída ao mesmo, procurando eliminar as desigualdades entre todos os indivíduos que exercem o mesmo grau de esforço.

## 2.2 O DESENVOLVIMENTO DA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE A DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES

Não obstante a dedicação conferida por sociólogos e filósofos ao estudo das desigualdades de oportunidades, Barros et al. (2009) afirmam que, empiricamente, eles não ofereceram uma definição universal para a mesma e tampouco um indicador de medida como existe para as desigualdades de renda ou de lucro, tendo a sua mensuração se dado, especificamente na literatura sociológica, como uma associação entre antecedentes familiares e resultados das crianças. Para os autores, aos economistas é que devem ser creditados os primeiros esforços voltados para a medição das desigualdades de oportunidade para resultados contínuos, tais como renda, consumo e desempenho escolar.

Conforme exposto por Roemer e Trannoy (2015), a literatura empírica a respeito das desigualdades de oportunidades está se desenvolvendo através de estudos que buscam calcular em que medida as oportunidades de obtenção de vários resultados são desiguais em diversos países, examinar os efeitos das políticas de equalização de oportunidades, e verificar a conformidade da visão da sociedade sobre justiça com o ideal da igualdade de oportunidades.

A quantificação dos custos e dos efeitos da implementação de políticas de igualdade de oportunidades, como proposto por Roemer (1993, 1998), foi seguida por alguns estudos experimentais, tais como Betts e Roemer (1998), que tomaram a educação e a raça dos pais como determinantes das oportunidades nos Estados Unidos para examinar se a realocação dos gastos educacionais equalizaria as oportunidades entre os indivíduos do país; Page e Roemer (2001), que averiguaram, também nos Estados Unidos, em que medida o sistema fiscal pode ser visto como um mecanismo de equalização das oportunidades; Roemer et al. (2003), que calculam a extensão da contribuição dos regimes de taxação e transferência em 11 países (Bélgica, França, Alemanha, Dinamarca, Grã-Bretanha, Itália, Nova Zelândia, Noruega,

Espanha, Suécia e Estados Unidos), entre os anos de 1991 e 1995, para a igualdade de oportunidades entre os cidadãos para a aquisição de renda; Waltenberg e Vandenberghe (2007), que apresentam para o Brasil, a partir de dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) para o ano de 2001, uma análise da realocação de gastos educativos que seria necessária para que se alcançasse uma situação de igualdade de oportunidades educativas, além de uma simulação de como esse resultado se modificaria mediante uma redistribuição simultânea de insumo monetários e não-monetários, tais como “qualidade dos colegas” e “efetividade da escola”; e Schütz, Ursprung e Woessmann (2005), que fornecem uma medida de igualdade de oportunidades educacionais em 54 países e mostram como os recursos organizacionais do sistema de educação afetam tal grandeza.

Para além dos testes e medições acima citados a literatura tem se respaldado especialmente na decomposição da desigualdade global numa parte derivada das circunstâncias que estão além do controle do indivíduo (tanto em seus efeitos diretos quanto indiretos), e num componente residual que contém a recompensa pelo esforço e as escolhas, assim como fatores como sorte e talento.

De acordo com Marrero e Rodriguez (2012), o procedimento de decomposição da desigualdade total (desigualdade medida por índices tradicionais como os índices de Gini e Theil) nos componentes de desigualdade de oportunidades e desigualdade de esforço foi proposto inicialmente por Ruiz-Castillo (2003), tendo sido aprimorado mais adiante por Checchi e Peragine (2010) e Ferreira e Gignoux (2011). Estes dois últimos trabalhos, juntamente Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007); e Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2008), representam os mais proeminentes estudos na área.

Utilizando modelos não paramétricos para as abordagens *ex-ante* e *ex-post*, Checchi e Peragine (2010) propõem dois métodos para decompor a desigualdade total de renda em uma parte "eticamente ofensiva" e outra "eticamente aceitável" e apresentam uma aplicação empírica das mesmas tomando como *locus* de análise a Itália. Considerando o esforço como não-observável os autores estabelecem um modelo puramente determinista onde, para quaisquer circunstâncias existentes, qualquer variação na renda individual é atribuída ao esforço individual, o qual é tomado como composto por todas as características do *background* do indivíduo que podem afetar o seu sucesso, mas que são excluídas da lista de circunstâncias. A relação funcional entre renda, circunstâncias e esforço é concebida por Checchi e Peragine como não observável, fixa e idêntica para todos os indivíduos. Adicionalmente, eles supõem que a função é monotonicamente crescente no esforço e isso, aliado à suposição de que a distribuição condicional do esforço é independente das

circunstâncias, possibilita aos autores utilizar os *quantis* nas distribuições de renda dos tipos como *proxy* para medir, em um sentido ordinal, e comparar o esforço de cada indivíduo.

Julgando que uma maior ou menor desigualdade residual dependeria, respectivamente, de menor ou maior quantidade de *quantis* em que a população seria particionada, Checchi e Peragine sugeriram a aplicação de uma transformação de suavização a fim de eliminar tal desigualdade de renda e assim poder obter uma medida de desigualdade atribuível às circunstâncias<sup>9</sup>.

Com dados da pesquisa sobre renda e saúde de famílias italianas, Checchi e Peragine (2010) apresentaram uma aplicação dessa decomposição da desigualdade usando os ganhos atuais como resultados individuais e o *background* familiar, medido pelo nível educacional dos pais, como circunstâncias. Inicialmente eles particionam a população total com base no gênero e na localização geográfica a fim de comparar as desigualdades de oportunidades em regiões por eles consideradas bastante homogêneas em termos de perspectivas de mercado de trabalho e participação<sup>10</sup>.

Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), por sua vez, utilizaram uma abordagem paramétrica para obter a desigualdade de oportunidades em termos de ganhos no Brasil urbano no ano de 1996, comparando a desigualdade na distribuição de rendimentos real na amostra com a desigualdade na distribuição de rendimentos contrafactual do mesmo conjunto de circunstâncias para a mesma amostra – distribuição contrafactual que foi gerada a partir da definição das vantagens (ganhos) como uma função linear de circunstâncias, esforço e outros fatores (ou sorte), tendo os valores da primeira variável sido substituídos pela média da amostra de cada circunstância. Para comparar as distribuições dos ganhos reais com as dos diferentes contrafactuais, eles decompõem a desigualdade total dos ganhos no Brasil em um componente devido a cinco variáveis circunstâncias observadas (raça, escolaridade da mãe, escolaridade do pai, região de nascimento, e ocupação do pai), e um termo residual. A diferença entre a desigualdade na distribuição de rendimentos real e a desigualdade na distribuição de rendimentos contrafactual representa, portanto, a desigualdade de

---

<sup>9</sup> No caso da desigualdade *ex-post* (*ex-ante*) a hipotética distribuição suavizada seria aquela na qual a renda de cada pessoa seria substituída pela média da renda no *tranche* (tipo) ao qual a pessoa pertenceria. Essa seria uma distribuição obtida pela eliminação das desigualdades de oportunidade (desigualdades de esforço), de forma que um índice de desigualdade aplicado a essa distribuição capturaria completamente a desigualdade devida apenas à responsabilidade individual (a desigualdade entre tipos, a qual reflete a desigualdade de oportunidades). Por outro lado, redimensionando as distribuições de todos os *tranches* (tipos) até todos eles terem a mesma renda média chegar-se-ia à situação em que a desigualdade presente seria apenas a desigualdade dentro dos *tranches* (tipos) e a aplicação de um índice de desigualdade a essa distribuição capturaria completamente a desigualdade devida apenas às circunstâncias (ao esforço).

<sup>10</sup> Homens no norte; mulheres no norte; homens no centro, sul e ilhas; e mulheres no centro, sul e ilhas.

oportunidades. Decompondo também o efeito das circunstâncias sobre os ganhos em um efeito direto e um efeito que opera através da influência das circunstâncias sobre as escolhas de esforço (efeito indireto), os autores decididamente estimaram a contribuição das circunstâncias selecionadas em sua base de dados para a desigualdade total de ganhos, todavia eles se viram frente à necessidade de impor certas restrições sobre os sinais dos coeficientes e sobre sua variância – matriz de covariância, para estimarem limites para os possíveis vieses surgidos pela omissão de variáveis de circunstâncias não consideradas no estudo<sup>11</sup>.

Por outro lado, Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2008) estão entre os poucos estudos em que foram utilizadas outras abordagens para estimar a desigualdade de oportunidades. Com o objetivo de medir e comparar o grau de igualdade de oportunidades na obtenção de renda em nove países desenvolvidos<sup>12</sup> durante os anos noventa, além de examinar como o desempenho desses países em termos de igualdade de oportunidades diz respeito ao seu grau de desigualdade de resultado, os autores, utilizando um conjunto de dados reunidos por Roemer et al. (2003), centraram sua análise na comparação, através de ferramentas de dominância estocástica, das distribuições de renda condicionais ao *background* socioeconômico (circunstâncias), o qual foi representado pela educação e ocupação dos pais<sup>13</sup>. Na prática eles estimaram as distribuições de renda condicionais, e realizaram testes não-paramétricos de dominância estocástica de segunda ordem e estabeleceram que ao comparar duas curvas a igualdade de oportunidades prevaleceria no caso em que as duas curvas se cruzassem ou na situação em que as duas curvas fossem idênticas<sup>14</sup>.

Lefranc, Pistolesi e Trannoy acrescentaram a esse critério ordinal de comparação das distribuições de oportunidades por meio de *rankings* de dominância estocástica o desenvolvimento de um índice original de desigualdade de oportunidades derivado do índice de Gini, o Gini Oportunidade (GO). Definindo o conjunto de oportunidades de um tipo como o produto de sua renda média (componente de retorno) por um componente de risco, dado por 1 menos o Gini dentro do tipo, os autores calculam o GO mediante a soma ponderada, pela

---

<sup>11</sup> Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2013) reconhecem e corrigem um erro existente em Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) quanto ao cálculo dos limites para os possíveis vieses. De acordo com os autores, diante do erro a abordagem de limites para a identificação dos parâmetros do modelo individual na presença de vieses de variáveis omitidas se mostrou muito menos útil do que o indicado no artigo original. No contexto específico da medida de desigualdade de oportunidades isso significou que a decomposição da desigualdade global de oportunidades em efeitos diretos e indiretos não era confiável, da mesma forma que as estimativas da contribuição das variáveis de circunstância individuais para a desigualdade de ganhos. Por outro lado, o uso de sua abordagem paramétrica para medir a desigualdade global *ex-ante* de oportunidade não foi invalidado.

<sup>12</sup> Bélgica, França, Grã-Bretanha, Alemanha Ocidental, Itália, Holanda, Noruega, Suécia e Estados Unidos.

<sup>13</sup> Outra análise da igualdade de oportunidades baseada em critérios de dominância estocástica pode ser vista em Peragine e Serlenga (2008).

<sup>14</sup> Esse último caso corresponde a uma forte igualdade de oportunidades.

participação do tipo na população, de todas as diferenças entre as áreas dos conjuntos de oportunidade<sup>15</sup>, e em seguida dividindo-se o resultado pela renda média da população inteira, o que faz com que o índice seja independente da riqueza da sociedade. A decomposição do índice GO se dá, portanto, em um componente de retorno - dado pelo coeficiente obtido quando não há desigualdade de renda dentro do tipo - e um componente de risco – dado pelo valor do coeficiente se a desigualdade da renda *per capita* entre os tipos é removida.

Ferreira e Gignoux (2011) destacam que a notoriedade atribuída aos estudos de Checchi e Peragine (2010); Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007); e Lefranc, Pistolessi e Trannoy (2008), se deve ao fato deles terem desenvolvido três diferentes abordagens para medição da desigualdade de oportunidades, as quais têm dominado a literatura recente, sendo reproduzidas e/ou citadas em diversos outros trabalhos. Ramos e Van de Gaer (2012) indicam como exemplos os estudos de Devooght (2008); Pistolessi (2009); Almas et al. (2011); e Björklund, Jäntti e Roemer (2011). Andreoli, Havnes e Lefranc (2014) ampliam o rol de trabalhos apontados com Aaberge, Mogstad e Peragine (2011); e Ferreira e Gignoux (2011)<sup>16</sup>. Já Checchi, Peragine e Serlenga (2010), complementam com Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003); Barros et al. (2009); e Peragine (2004). Ravallion (2015) inclui Ferreira, Gignoux e Aran (2011); Hassine (2012); Marrero e Rodriguez (2012); e Singh (2012)<sup>17</sup>. Ferreira e Peragine (2015), por sua vez, no que tange especificamente à abordagens baseadas em critérios de dominância estocástica, mencionam os trabalhos e Peragine (2002); e Peragine e Serlenga (2008). Destacando, especificamente, autores que seguiram rotas alternativas para ordenar a igualdade de oportunidades Marrero e Rodriguez (2012) apontam os estudos de Peragine (2004), Moreno-Terner (2007) e Rodríguez (2008).

A quantidade de estudos voltados para a decomposição da desigualdade global numa parte derivada das circunstâncias (tanto em seus efeitos diretos quanto indiretos), e num componente residual que contém a recompensa pelo esforço e pelas escolhas, assim como fatores como sorte e talento, deixa evidente que a literatura tem se baseado ou adotado esse método como forma principal de medir a extensão das desigualdades de oportunidades.

Contudo, para Dill e Gonçalves (2011), apesar da considerável quantidade de estudos já publicados nesta área, as variáveis circunstância e esforço ainda estão cercadas de divergências conceituais e metodológicas, como, por exemplo, quanto à forma mais adequada de mensurá-las, além de problemas práticos associados à ausência/incompletude/defasagem dos dados ou mesmo ao fato de alguns de seus determinantes não serem diretamente

---

<sup>15</sup> Este índice pode ser visto como uma extensão do coeficiente de Gini, já que, quando há muitas circunstâncias e muitos indivíduos, GO é igual ao coeficiente de Gini.

<sup>16</sup> Andreoli, Havnes e Lefranc (2014) não citam entre os estudos em pauta Devooght (2008); e Pistolessi (2009).

<sup>17</sup> Ravallion (2015) faz menção ainda a Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), Barros et al. (2009); e Ferreira e Gignoux (2011), todos já citados.

observáveis. Conforme apontam Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), a definição de uma forma adequada de medir a desigualdade de oportunidades esbarra na dificuldade conceitual que envolve a distinção entre circunstâncias e esforço, e na escassez de variáveis que representem de maneira satisfatória as circunstâncias. O reflexo de tudo o que foi dito está no fato de que alguns pesquisadores estudam a desigualdade de oportunidade classificando as variáveis circunstanciais e de esforço enquanto outros concentram os estudos, unicamente, na classificação das variáveis circunstanciais, uma vez que consideram que o esforço não é diretamente observável.

É nesse contexto que emerge o Índice de Oportunidade Humana (IOH) desenvolvido por Barros et al. (2009), pois, ao voltarem as análises das desigualdades de oportunidades para as crianças, grupo definido por indivíduos de 0 a 16, os autores puderam justificar o foco exclusivo sobre as variáveis de circunstância, já que, por suposição, não se pode esperar que as crianças (ao contrário dos adultos) empreendam, por si próprias, os esforços necessários para terem acesso aos bens básicos qualificados como oportunidades. Portanto, o corte etário permitiu que o impacto das características pessoais dos indivíduos e de seus ambientes fosse isolado do impacto do esforço e a análise pudesse recair somente sobre os efeitos das primeiras<sup>18</sup>, já que, para Barros et al. (2009), classificar as oportunidades como resultado de qualquer esforço ou circunstância seria mais difícil sob outras faixas etárias em razão da endogeneidade, porém para as crianças o acesso, por si só, definiria oportunidade

De acordo com Barros et al. (2009), além de surgirem a partir de traços que são exógenos, mas intrínsecos às pessoas, como a herança genética do talento e motivação - os quais, ou resultam em um ambiente meritocrático, ou levam a diferenciais de produtividade ou realização - e de poderem ser um reflexo de tratamentos discriminatórios segundo os quais indivíduos igualmente talentosos e produtivos são avaliados de forma distinta em diferentes mercados, podendo gerar resultados diversos para indivíduos com características semelhantes, ou ainda no qual as pessoas com diferentes circunstâncias podem ser discriminadas, como por exemplo, no mercado de trabalho, tendo acesso a diferentes tipos de postos de trabalho e, conseqüentemente, a diferentes rendimentos; as desigualdades de oportunidades podem ter origem também na alocação injusta do que eles chamaram de "oportunidades básicas" - definidas como as oportunidades que são fundamentais para o desenvolvimento nas primeiras fases da vida, tendo um impacto fundamental sobre os resultados, e que os países podem aspirar fornecer universalmente - o que pode ocorrer em diferentes estágios do ciclo de vida e num grande número de dimensões, tais como o no acesso à educação, saúde, nutrição e

---

<sup>18</sup> A opção pelas crianças se deveu também, como ressaltam Vega et al. (2010), ao fato das intervenções de políticas públicas com o objetivo de equalizar as oportunidades no início do ciclo de vida de um indivíduo serem menos onerosas e mais custo-efetivas do que se feitas na fase adulta.

serviços básicos no início da vida, ou mais tarde, no acesso ao ensino superior, a um trabalho de boa qualidade, ou a voz política.

Os autores afirmam que as fontes de acesso desigual às oportunidades básicas podem estar relacionadas a diferenças quanto ao tratamento social - o qual envolve a discriminação entre grupos de circunstância, podendo se dar tanto pelo acesso tendencioso a uma oportunidade contra certos grupos da população, quanto pela discriminação durante o processo de aquisição de uma característica, levando a resultados desiguais, mesmo em sociedades meritocráticas - ou a distinções quanto às condições iniciais, as quais se referem aos antecedentes familiares e aos recursos que podem ser diferentes entre os grupos de circunstância. Neste último caso, por exemplo, os filhos de pais pobres não teriam acesso igual a serviços para desenvolverem e utilizarem plenamente os seus talentos não por que estariam sendo discriminados, mas sim por que as suas famílias não dispõem dos recursos necessários.

Consoante o exposto por Dill e Gonçalves (2013), por não buscar mensurar diretamente a desigualdade de oportunidade e sim medir como as variáveis de não responsabilidade interagem e contribuem para a formação da desigualdade no acesso às oportunidades, o IOH se diferencia das demais aplicações empíricas da teoria da igualdade de oportunidades. O índice se constitui numa medida de como as circunstâncias pessoais (como o local de nascimento, a riqueza, a raça ou o gênero etc.) influenciam a probabilidade de uma criança ter acesso às oportunidades básicas necessárias ao seu sucesso na vida, tais como educação, água potável energia elétrica e saneamento; ou ainda, numa interpretação mais simples, fornece uma estimativa da disponibilidade de serviços necessários para se progredir na vida, descontada ou "penalizada" pela forma como essas oportunidades são desigualmente alocadas entre a população, ou melhor dizendo, é a cobertura corrigida pela equidade. De acordo com Vega et al. (2010), ele é uma grandeza que evidencia como as oportunidades, definidas como o acesso a bens e serviços básicos, estão disponíveis numa sociedade e como elas são alocadas com base no princípio da igualdade de oportunidade, isto é, ele mostra o quão distante está uma sociedade de um acesso amplo e igualitário a um dado bem ou serviço.

A construção do IOH, segundo Barros et al. (2009), foi inspirada pela função de bem-estar social proposta por Sen (1976), a qual combinava renda *per capita* com indicadores de distribuição de renda. O resultado foi um índice estruturado na combinação de dois elementos: a taxa de cobertura, que diz respeito à proporção da população que tem acesso ao bem ou serviço básico em análise, ou seja, registra o quanto dessa oportunidade está disponível na sociedade, o que é facilmente determinado a partir de dados de pesquisa domiciliar; e o índice de dissimilaridade, o qual aponta o quão equitativa é a distribuição dessas oportunidades, ou seja, mede como a taxa de cobertura difere de acordo com as

diferentes circunstâncias que caracterizam os indivíduos, o que é feito comparando as dessemelhanças de taxas de acesso a um determinado serviço para grupos definidos por circunstância características (como, por exemplo, gênero, localização, escolaridade dos pais etc), com a taxa média de acesso ao mesmo serviço para a população como um todo<sup>19</sup>. Portanto, diante das restrições de recursos que limitam a oferta de oportunidades, um processo de desenvolvimento no qual a sociedade tenha como objetivo fornecer equitativamente oportunidades básicas exigirá não apenas que seja garantido ao maior número possível de pessoas o acesso a elas, mas também que a distribuição das oportunidades recentemente criadas privilegie primeiramente àqueles que, dadas as suas circunstâncias, estão em desvantagem.

Nesse sentido, a seleção das variáveis de circunstância, como apontam Barros et al. (2009), se configura num ponto crucial na construção do Índice de Oportunidade Humana, visto que é das combinações delas que emergirão os grupos segundo os quais o índice de dissimilaridade fornecerá uma medida de como as oportunidades básicas estão distribuídas. Em geral as características de circunstância empregadas na literatura são divididas em três grupos (características de discriminação direta, as quais dizem respeito à própria criança; características locais, que se referem ao ambiente em que a criança vive; e *background* familiar, que capta a estrutura familiar da criança) e variam segundo a disponibilidade de informação nas diversas bases de dados, sobretudo quando se faz comparativos entre nações, contudo, podemos elencar as seguintes como as mais utilizadas: gênero, raça ou etnia, local de residência (urbano ou rural), nível educacional do pai, nível educacional da mãe e renda familiar *per capita*. Essa lista pode ainda ter substitutos como escolaridade do chefe da família e raça da pessoa de referência ou complementos como número de crianças no domicílio, número de pessoas no domicílio, presença do pai e da mãe (ou presença da mãe), gênero da pessoa de referência. Além disso, os estudos podem diferir um do outro com relação à forma de medir uma mesma variável. Vega et al. (2010), por exemplo, medem a educação dos pais por níveis e a renda familiar *per capita* em quintís, enquanto que Barros et al. (2009) e Dill e Gonçalves (2013) utilizam, respectivamente, anos de estudo ao quadrado e logaritmo da renda.

Quanto às variáveis de oportunidade, isto é, aos serviços básicos, o padrão também é praticamente o mesmo em todos os trabalhos, onde usualmente se empregam os acessos à

---

<sup>19</sup> Dois países ou regiões podem, portanto, oferecer a mesma cobertura quanto a um serviço básico e mesmo assim apresentarem IOHs diferentes, já que os cidadãos que não têm acesso ao serviço podem compartilhar uma ou mais circunstância pessoais, o que é representado pelo índice de dissimilaridade, o qual varia de 0 a 1 (ou 0 a 100, em termos percentuais), sendo igual a zero em uma situação de perfeita igualdade de oportunidades. De acordo com Barros et al. (2009) o índice de dissimilaridade por eles construído é uma medida de desigualdade de oportunidades que é uma versão do índice de dissimilaridade amplamente utilizado em sociologia e aplicado a resultados dicotômicos.

água canalizada, saneamento e eletricidade, enquanto condições habitacionais e de qualidade de vida, e a frequência à escola e a conclusão da sexta série no tempo adequado, representando a dimensão educação. Como nas variáveis de circunstância, aqui os serviços básicos utilizados podem variar de acordo com a necessidade de comparações entre países ou regiões e a disponibilidade de informações nas bases de dados de pesquisas domiciliares, além do objetivo do trabalho proposto, a exemplo de Carvalho e Waltenberg (2015), que propuseram a investigação das desigualdades de oportunidade no acesso ao ensino superior no Brasil; e Suliano, Miro e Jesus Filho (2014) que, por sua vez, avaliam os serviços educacionais de uma forma diferente, tomando o ingresso no ensino fundamental na idade correta e dividindo a frequência escolar entre a frequência à pré-escola na idade de 4 e 5 anos e a frequência à escola na idade de 10 a 14 anos. Não obstante isso, o modo de mensurar as oportunidades é sempre a mesmo, já que as variáveis são do tipo dicotômicas representado acesso ou não-acesso.

Dill e Gonçalves (2011) explicam que, não obstante a taxa de cobertura ser um indicador relevante, sendo o aumento de seu valor o pilar de várias metas de universalização de acesso a bens e serviços básicos, o processo alocativo das oportunidades não é aleatório e tampouco igualitário, pois, por mais que a taxa de cobertura seja elevada, as características pessoais são fatores que influenciam essa alocação na sociedade. Segundo os autores, é essa distorção na alocação que torna necessário o emprego do índice de dissimilaridade como uma medida que revela o grau com que as oportunidades são distribuídas entre os diferentes grupos de circunstâncias. Barros et al. (2009) afirmam que o índice por eles utilizado nada mais é do que uma versão do índice de dissimilaridade amplamente utilizado em sociologia e aplicado a resultados dicotômicos. Ademais, sendo aplicado de forma consistente, o princípio da igualdade de oportunidades implica na observância de uma correspondência exata entre as distribuições de população e de oportunidade.

Diante do exposto, Vega et al. (2010) enunciam algumas propriedades do Índice de Oportunidade Humana: o seu valor cai quando a desigualdade na distribuição de um determinado número fixo de oportunidades aumenta; ele é uma medida consistente com o princípio de Pareto, o que implica que invariavelmente ele será melhor sempre que ninguém perder o acesso à oportunidade e pelo menos alguém, pertencente, ou não, a um grupo em vulnerabilidade de oportunidade<sup>20</sup>, obtiver acesso à oportunidade; quando as taxas de cobertura de todos os grupos de circunstâncias aumentarem proporcionalmente, ele aumentará na mesma proporção; e ele sempre será igual ou menor do que a taxa de cobertura. Conseqüentemente, temos que o progresso no IOH pode ocorrer por três vias: pelo aumento

---

<sup>20</sup> Pessoas de grupos de circunstâncias com taxas de cobertura ao bem ou serviço básico abaixo da média.

médio de acesso às oportunidades ("efeito de escala"); pelo aumento da equidade de sua distribuição ("efeito de equalização"); e, como acrescentam Vega et al. (2010), pela alteração das circunstâncias das pessoas (o "efeito de composição").

Partindo da ideia de que o índice de dissimilaridade,  $D$ , ao qual já nos referimos, denota a proporção de um dado serviço básico que deve ser realocada com a finalidade de se alcançar a igualdade de oportunidades, o que implica que  $1 - D$  representa a proporção deste que é devidamente alocada, e da definição da taxa média de acesso a uma dada oportunidade, ou seja, a taxa de cobertura de um serviço básico,  $\bar{p}$ , como a razão entre o número total de oportunidades disponíveis,  $H$ , e o número de oportunidades necessárias para assegurar o acesso de todos,  $N$ , isto é,  $\bar{p} = H/N$ , que expressa o percentual efetivamente disponível do número total de oportunidades necessárias para o acesso universal, Barros et al. (2009), observando que  $\bar{p}$  era uma medida completamente insensível à forma como as oportunidades eram alocadas, propuseram a modificação do numerador da razão  $H/N$  de maneira que apenas o número de oportunidades alocadas sem qualquer influência das circunstâncias passassem a ser consideradas válidas, o que, efetivamente, representou a substituição de  $H$  por  $H * (1 - D)$ . Com isso, surgiu a expressão matemática representativa do Índice de Oportunidade Humana,  $O$ :

$$O = \frac{H}{N} * (1 - D) \Rightarrow O = \bar{p} * (1 - D) \quad (1)$$

onde  $0 \leq \bar{p} \leq 1$  e  $0 \leq D \leq 1$ .

Barros et al. (2009) afirmam que o índice de dissimilaridade,  $D$ , mede o quão heterogênea é a taxa de acesso a um dado serviço por grupos definidos por circunstâncias características quando comparada com a taxa média de acesso ao mesmo serviço pela população como um todo. Como apresentam os autores, para se chegar ao valor de  $D$  deve-se inicialmente estimar os coeficientes de um modelo de regressão logística separável que relaciona o acesso por parte de uma criança  $j$  a um determinado serviço básico (variável dependente dicotômica) como função das suas variáveis de circunstâncias (variáveis explicativas)<sup>21</sup>. De posse dos coeficientes estimados,  $\hat{\beta}_k$ , poder-se-á obter, para cada criança na amostra, uma previsão da probabilidade de acesso ao serviço em questão,  $\hat{p}_i$ , a qual,

---

<sup>21</sup> De acordo com os autores o índice  $D$  poderiam ser estimado através de uma variedade de procedimentos paramétricos, não paramétricos, ou semiparamétricos e em todos esses casos os passos apresentados seriam aplicáveis.

segundo Vega et al. (2010), é conseguida com base na relação entre tais coeficientes e o vetor de suas circunstâncias,  $x_{ki}$ , como se segue:

$$\hat{p}_i = \frac{\text{Exp}(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^m x_{ki} \hat{\beta}_k)}{1 + \text{Exp}(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^m x_{ki} \hat{\beta}_k)} \quad (2)$$

Ainda conforme Barros et al. (2009), os passos seguintes para se alcançar o índice de dissimilaridade seriam calcular a taxa média de cobertura,  $\bar{p}$ , e em seguida o próprio  $\hat{D}$ :

$$\bar{p} = \sum_{i=1}^n w_i \hat{p}_i \quad (3)$$

$$\hat{D} = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_{i=1}^n w_i |\hat{p}_i - \bar{p}| \quad (4)$$

onde  $w_i = \frac{1}{n}$ , ou algum outro peso amostral.

Posto isso, a determinação da magnitude do Índice de Oportunidade Humana se dá pela substituição dos valores de  $\bar{p}$  e  $\hat{D}$  na expressão  $O = \bar{p} * (1 - \hat{D})$ . Todavia, Vega et al. (2010), que adotam uma nomenclatura um pouco diferente para os componentes do IOH na representação algébrica que o define, chamando de C a taxa de cobertura do bem ou serviço básico e estabelecendo inicialmente a seguinte equação para o índice:  $IOH = C * (1 - D)$ , exploram um pouco mais essa expressão matemática e nos fornecem uma nova variável, a penalidade (P), que é dada pelo produto da medida de desigualdade de oportunidade (D) e da taxa de cobertura da oportunidade (C) e é descontada desta última:

$$IOH = C * (1 - D) \Rightarrow IOH = C - (C * D) \Rightarrow IOH = C - P \quad (5)$$

A penalidade (P), de acordo com Vega et al. (2010), pode ser entendida como a proporção de pessoas cujo acesso ao bem ou serviço básico teria de ser transferido para as pessoas de grupos de circunstâncias com taxas de cobertura abaixo da média (grupos em vulnerabilidade de oportunidade), a fim de se alcançar a igualdade de oportunidades. Sendo assim, o seu cálculo requer a identificação de todos os grupos em vulnerabilidade de oportunidade, k, e a soma dos seus hiatos de oportunidade (chamada de hiato geral de oportunidade), os quais são dados pela diferença entre o número de pessoas no grupo k com acesso à oportunidade,  $M_k$ , e a quantidade necessária de pessoas com acesso à oportunidade para igualar a sua taxa de cobertura à taxa média,  $\bar{M}_k$ .

$$P = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^v (M_k - \bar{M}_k) \quad (6)$$

onde N é a população total.

Utilizando dados de pesquisas domiciliares nacionalmente representativas de 19 países da América Latina e do Caribe<sup>22</sup> realizadas em anos os mais próximos possíveis aos anos de 1995 e de 2005, Barros et al. (2009) aplicaram essa metodologia considerando sete variáveis de circunstâncias comuns a todas as crianças das pesquisas: sexo, sexo do chefe da família (pessoa de referência), área de residência, nível de escolaridade dos pais, renda familiar *per capita*, número de irmãos crianças e presença de dois pais em casa; e cinco variáveis de oportunidades básicas disponíveis nas pesquisas realizadas em cada país: as relacionadas à educação (completar a sexta série no tempo e a frequência escolar em idades 10-14) e as referentes às condições de habitação (os acessos à água, saneamento e eletricidade)<sup>23</sup>. Citando o que fora demonstrado pela rica literatura empírica, Vega et al. (2010) afirmam que sem esses serviços básicos, os quais no entendimento deles se constituem em investimentos das pessoas em si mesmas, as chances de uma vida produtiva por parte das crianças seriam quase nulas, visto que o acesso à água potável seria uma obrigação nutricional; o acesso à saneamento representaria uma proteção à saúde – em conjunto esses dois serviços básicos estão, de acordo com World Bank (2006), entre os mais importantes determinantes da esperança de vida ao nascer - ; o acesso à eletricidade seria uma necessidade para o estudo noturno e para a obtenção de informação; e a conclusão da sexta série no tempo evidenciaria uma maior propensão a ter acesso à escolas de melhor qualidade.

Para facilitar a medição de oportunidades em cada país e a comparação entre os mesmos, os criadores do IOH propuseram a elaboração de um indicador de resumo, dado pela média simples entre um único índice para educação e um único índice para as condições de habitação; o primeiro obtido pela média simples dos IOHs de conclusão da sexta série no tempo e de frequência escolar para crianças de idades 10-14; e o segundo pela média simples dos IOHs de acesso à água, a saneamento e à eletricidade<sup>24</sup>.

---

<sup>22</sup> Argentina, Brasil, Bolívia, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru, Uruguai, Venezuela, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua, Panamá e República Dominicana.

<sup>23</sup> Para os IOHs da educação emprega-se a variável sexo, que se refere ao sexo da criança, enquanto que para o IOHs das condições domiciliares a variável utilizada é a sexo do chefe de família.

<sup>24</sup> O IOH varia de zero a 1, sendo que quanto mais próximo de 1, mais oportunidades disponíveis haverá e menos a desigualdade em seu acesso estará correlacionada com as circunstâncias pessoais. Quando uma sociedade alcança o valor 1 significa que ela atingiu a cobertura universal de todos os serviços.

### 3 CRESCIMENTO ECONÔMICO E ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA

Nesta seção discorreremos, em linhas gerais, sobre a moderna teoria do crescimento econômico e sobre o fenômeno da convergência econômica. Iniciamos com a subseção em que acompanhamos o progresso da moderna teoria do crescimento econômico, desde o seu marco, dado pelo trabalho de Ramsey (1928), passando pelos modelos keynesianos de Harrod (1939) e Domar (1946), pelo modelo pós-keynesiano de Kaldor (1955) e pelo modelo neoclássico de Solow (1956) e Swan (1956), o qual sofreu uma série de aperfeiçoamentos, dando origem ao modelo de Solow ampliado, no qual Mankiw, Romer e Weil (1992) propõem a inserção da variável capital humano no modelo original; e aos modelos de crescimento endógeno, onde o progresso tecnológico e o capital humano são endogeneizados, respectivamente, por Romer (1986) e Lucas (1988). Na segunda subseção apresentamos as primeiras discussões sobre convergência, iniciadas por Gerschenkron (1952) apud Jones (2000), Abramovitz (1986) e De Long (1988) e Baumol e Wolff (1988), bem como as hipóteses de convergência mais usualmente testadas: a  $\sigma$ -Convergência, a  $\beta$ -Convergência Absoluta e a  $\beta$ -Convergência Condicional, as duas últimas oriundas do modelo neoclássico de Solow.

#### 3.1 A TEORIA E OS MODELOS DE CRESCIMENTO ECONÔMICO

Barro e Sala-i-Martin (2004) afirmam que o marco da moderna teoria do crescimento econômico é dado por Ramsey (1928), que assim como Fisher (1930) tratou da otimização das famílias ao longo do tempo, embora essa abordagem tenha passado a ser aceita ou amplamente utilizada apenas a partir da década de 60.

Entre o fim da década de 30 e o fim dos anos 40, Harrod (1939) e Domar (1946) tentaram integrar a análise de Keynes, sobretudo com respeito ao pleno emprego e a estabilidade dos preços, com os elementos de crescimento econômico. Surgiram assim os modelos de crescimento keynesianos, os quais adotaram funções de produção com pouca substitubilidade entre os insumos e, com isso, segundo Bresser-Pereira (1975), optaram por um tipo de crescimento eminentemente instável, onde a taxa natural de crescimento (correspondente à taxa de crescimento da população somada à taxa de desenvolvimento

tecnológico), a propensão marginal a poupar e a relação produto/capital - variáveis básicas do modelo - eram determinadas de modo independente.

O resultado fundamental do modelo Harrod-Domar é o de que a obtenção de uma trajetória de crescimento estável com pleno-emprego da força de trabalho, embora possível, é extremamente improvável, visto que, sob a ótica particular keynesiana, não há nenhum mecanismo automático que garanta que o crescimento econômico se dê à mesma taxa que a única taxa de crescimento dos investimentos e da renda que assegura o equilíbrio.

Críticos à abordagem de Harrod-Domar, autores pós-keynesianos, em especial Kaldor (1955), propuseram a endogenização da propensão marginal a poupar e a modelaram com relação à distribuição de renda entre capitalistas e trabalhadores, objetivando, consoante o exposto por Oreiro (2011), mostrar que a distribuição funcional da renda poderia atuar como mecanismo de ajuste entre as taxas garantida e natural de crescimento no longo prazo, de maneira que a trajetória deste fosse estável e caracterizada pelo pleno emprego da força de trabalho.

Os economistas neoclássicos também expuseram as suas críticas à instabilidade do modelo Harrod-Domar, a qual, de acordo com Bresser-Pereira (1975), era considerada por eles inaceitável, haja vista que tanto o ponto de partida quanto o ponto de chegada de todas as análises deveriam ser constituídos pelo equilíbrio automático da economia, via sistema de preços. Portanto, apresentando alternativas mais compatíveis com a visão marshalliana da concorrência perfeita e do equilíbrio geral automático da economia, Meade (1961), e, em especial, Solow (1956), ao contrário do caminho seguido pelos pós-keynesianos, optaram por adotar uma função de produção que possibilitasse a perfeita substitubilidade entre capital e trabalho (a função do tipo Cobb-Douglas) de forma que se pudesse fazer variar a relação o produto/capital e assim, o pleno emprego da força de trabalho implicasse em plena utilização da capacidade produtiva.

As mais importantes contribuições para a teoria do crescimento econômico, entretanto, foram, para Barro e Sala-i-Martin (2004), as de Solow (1956) e Swan (1956). Jones (2000) exalta as teorias formuladas por Robert Solow, sobretudo em "*A Contribution to the Theory of Economic Growth*", de 1956; e "*Technical Change and the Aggregate Production Function*", de 1957, como referenciais da origem dos modelos neoclássicos de crescimento, nos quais o foco recai sobre o papel da acumulação de capital físico e a importância do progresso técnico como o motor fundamental do crescimento econômico sustentado.

O modelo básico de Solow é estruturado em torno de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas e uma equação de acumulação de capital e sob estas subjazem algumas hipóteses simplificadoras, tais como as de que o mundo é formado por países que produzem e consomem um único bem homogêneo, o que implica que não há comércio internacional e, assim, a poupança é igual ao investimento e este é utilizado exclusivamente para a acumulação de capital; a tecnologia disponível para as empresas não é afetada por suas decisões, ou seja, é exógena; os fatores de produção são remunerados conforme suas respectivas produtividades marginais; há livre mobilidade dos fatores; a taxa de poupança é um componente exógeno, representado por uma fração constante da renda dos trabalhadores/consumidores; o capital se deprecia a uma taxa constante a cada período; e há retornos constantes de escala, os quais são explicados pela exaustão dos ganhos de especialização.

A partir de sua equação de acumulação de capital Solow analisa a variação do capital por trabalhador como sendo composta por um montante de investimento *per capita* e por um novo investimento *per capita* necessário para manter constante o montante de capital por trabalhador<sup>25</sup>, os quais, quando se igualam, determinam a chegada da economia ao chamado ponto de estado estacionário, ponto este para o qual, como mostra o modelo, todas as economias caminham. No estado estacionário são estabelecidos o estoque de capital por trabalhador e o produto por trabalhador, este último responsável por explicitar a explicação do modelo de Solow para a existência de algumas economias muito ricas e outras muito pobres, a qual está relacionada ao fato de, *ceteris paribus*, as primeiras economias apresentarem elevadas razões poupança/investimento, acumulando mais capital por trabalhador e desse modo gerando um maior produto por trabalhador, enquanto as outras não.

Quanto aos diferenciais de taxas de crescimento econômico existentes entre os países, Robert Solow oferece, através da dinâmica de transição do seu modelo, a seguinte explicação para o fato: quanto mais afastada do seu estado estacionário estiver uma economia, maior, em termos absolutos, deverá ser o seu crescimento, valendo também o inverso.

No modelo básico de Solow não há crescimento de longo prazo, isto é, crescimento sustentado, do produto por trabalhador ou do estoque de capital por trabalhador, já que o produto total e o estoque total de capital crescem à mesma taxa da população. A solução apontada por Solow para este problema foi a introdução do progresso tecnológico no modelo,

---

<sup>25</sup> Uma hipótese importante que é feita neste estágio é a de que a taxa de participação da força de trabalho é constante e, portanto, a força de trabalho cresce à mesma taxa,  $n$ , que a população.

tendo sido assumido que o mesmo era exógeno e crescia a uma taxa constante<sup>26</sup>. Com isso, ao longo da trajetória de crescimento equilibrado, o produto por trabalhador e o estoque de capital por trabalhador passaram a crescer à taxa do progresso tecnológico, uma vez que agora o produto total e o estoque total de capital crescem a uma taxa igual a soma das taxas de crescimento da população e do progresso tecnológico. Ao acrescer-se uma variável de tecnologia,  $A$ , à função de produção<sup>27</sup> as equações do modelo de Solow passaram a ser escritas em termos de outras variáveis, as variáveis por trabalhador efetivo (variável/ $AL$  ou variável *per capita*/ $A$ ), contudo, as análises realizadas no modelo sem progresso tecnológico podem ser empregadas de forma muito semelhante nesse novo modelo.

De acordo com Barro e Sala-i-Martin (2004), o modelo básico de crescimento neoclássico foi completado pelos trabalhos de Cass (1965) e Koopmans (1965), uma vez que os mesmos, ao trazerem para o modelo de crescimento neoclássico a análise de otimização de consumo de Ramsey, possibilitaram que a taxa de poupança do modelo fosse determinada endogenamente, embora não eliminasse a dependência, no longo prazo, da taxa de crescimento *per capita* no progresso tecnológico, a qual continuava a ser tomada como exógena.

Mesmo considerando que o modelo de Solow apresentava um bom desempenho empírico, Mankiw, Romer e Weil (1992) destacaram que a variável capital empregada no modelo era definida de forma muito limitada, já que era constituída apenas pelo capital físico, e isso poderia estar impedindo um melhor ajustamento do mesmo. Diante disso os autores propuseram um dos principais descendentes do modelo de Solow, o chamado modelo de Solow ampliado, no qual foi inserida a variável capital humano, num claro reconhecimento de que a mão de obra de diferentes economias tem diferentes níveis de instrução e qualificação. Esse modelo, entretanto, não ficou isento de críticas, sendo as principais delas atribuídas ao fato de Mankiw, Romer e Weil terem mantido a exogeneidade do progresso tecnológico e assumido que a economia acumula capital humano da mesma forma que faz com o capital físico, ou seja, abrindo mão do consumo<sup>28</sup>.

---

<sup>26</sup> Consoante o exposto por Jones (2000), na economia do crescimento e do desenvolvimento a tecnologia é considerada a maneira como os insumos são transformados em produto no processo produtivo, ou seja, ela é exposta pela forma funcional da função de produção.

<sup>27</sup> Dependendo da forma como é incluída na função de produção, a variável tecnológica pode ser “aumentadora de trabalho” ou “Harrod-neutra”, como é o caso, já que, com a ocorrência de progresso tecnológico,  $A$  aumenta ao longo do tempo tornando uma unidade de trabalho mais produtiva; “aumentadora de capital” ou “Solow-neutra”, se fosse  $F(AK, L)$ ; ou “Hicks-neutra”, caso fosse  $AF(K, L).A$ , a variável tecnológica, que nesse caso é igual à eficiência de trabalho, portanto o progresso tecnológico ocorre quando  $A$ .

<sup>28</sup> Lucas (1988) consideraram que as pessoas despendem tempo para acumular qualificações, como quando estudantes frequentam a escola.

No modelo de Solow ampliado a forma como o capital físico é acumulado permanece a mesma do modelo anterior e se mantém a função de produção como sendo dada por uma função Cobb-Douglass com retornos constantes, porém agora descrevendo a relação entre produto, capital físico, tecnologia e trabalho qualificado.

O tratamento dado por Jones (2000) ao o modelo de Solow ampliado deixa de lado a forma como os seus autores consideraram que o capital humano é acumulado e segue a suposição feita por Lucas (1988) de que as pessoas empregam o seu tempo para aumentar a sua qualificação, sendo a equação de acumulação de capital humano função da fração do tempo que as pessoas dedicam ao aprendizado de habilidades e não ao trabalho, a qual é exógena e constante; da elasticidade do trabalho qualificado com relação a tal fração de tempo; e da quantidade de trabalho (em geral) utilizado na produção.

Quanto às técnicas utilizadas na resolução do modelo para a obtenção do produto e do estoque de capital no estado estacionário, elas são as mesmas utilizadas nos modelos anteriores, todavia as variáveis por trabalhador efetivo passam a ser chamadas de variáveis por trabalhador qualificado efetivo. Nesse novo modelo a existência de economias ricas e economias pobres é apontada pela equação do produto por trabalhador como decorrente das primeiros terem alta taxa de investimento em capital físico, despendem uma parcela considerável de tempo acumulando habilidades, apresentarem baixas taxas de crescimento populacional e elevados níveis de tecnologia. Ao longo da trajetória de crescimento equilibrado, entretanto, tanto o produto por trabalhador quanto o capital por trabalhador crescerão a uma taxa constante, dada pela taxa de progresso tecnológico, assim como no modelo anterior.

De acordo com Oreiro (1999), em razão da consideração de rendimentos marginais decrescentes e de tomar a tecnologia um bem público, o modelo de Solow não explica o crescimento contínuo da renda. Jones (2000), por sua vez, acrescenta que a teoria neoclássica do crescimento põe em destaque a sua própria deficiência, pois, embora a tecnologia seja um componente central da mesma, ela não é modelada. Ainda segundo o autor, as ideias seriam responsáveis por melhorar a tecnologia de produção, na medida em que permitiriam que um dado pacote de insumos gerasse um produto maior ou melhor.

Antes da formalização dada por Romer (1986) à relação entre a economia das ideias e o crescimento econômico, Barro e Sala-i-Martin (2004) destacam as contribuições dadas por Arrow (1962) e Sheshinski (1967) quanto à endogenização do progresso tecnológico nas modelagens do crescimento, os quais foram responsáveis pela construção de modelos que incorporaram o mecanismo descrito como *“learning by doing”*, no qual as ideias eram

tomadas como subprodutos não intencionais da produção ou do investimento e as descobertas de cada pessoa transbordavam imediatamente sobre a toda a economia, haja vista a não-rivalidade do conhecimento.

Por sua vez, a modelagem criada por Romer (1986) se dá sob um ambiente de concorrência imperfeita, dado que o processo de pesquisa e desenvolvimento (P&D) é algo intencional que ocorre num ambiente competitivo e as ideias são um “bem” inerentemente não-rival, o que implica que o mesmo apresenta rendimentos crescentes de escala. O modelo de Romer busca entender as forças econômicas que estão por trás do progresso tecnológico e para isso introduz na modelagem a busca de novas ideias por parte de pesquisadores interessados em lucrar com as suas invenções, o que endogeniza o progresso tecnológico. Ele deu origem à chamada Teoria do Crescimento Endógeno, ou Nova Teoria do Crescimento, a qual também contou com as reconhecidas contribuições oferecidas por Grossman e Helpman (1991) e Aghion e Howitt (1992)<sup>29</sup>.

As equações do modelo são idênticas às do modelo de Solow, com a exceção de algumas alterações geradas pelo fato de agora a mão de obra está dividida entre as pessoas que estão dedicadas a gerar ideias e os trabalhadores envolvidos na produção dos produtos, de modo que a economia enfrenta uma restrição de força de trabalho; e da inserção da equação que descreve o progresso tecnológico, a qual é função da taxa média à qual se descobre novas ideias, que pode ser uma função crescente, decrescente ou constante do conhecimento geradas no passado; e de um parâmetro entre 0 e 1 que estabelece como a produtividade média da pesquisa se relaciona com o número de pesquisadores. Deve-se destacar também que ao longo da trajetória de crescimento equilibrado, o produto *per capita* cresce à taxa de crescimento do estoque de ideias, a qual é constante.

Jones (2000) destaca que, em sua origem, a expressão ‘crescimento endógeno’ era utilizada para fazer alusão a modelos nos quais mudanças nas políticas governamentais poderiam influir de modo permanente na taxa de crescimento e não ter apenas efeitos de nível. Segundo ele, um dos modelos mais simples de crescimento endógeno é o modelo AK, que é deduzido a partir do modelo de Solow com tecnologia e tem esse nome em razão da sua função de produção, a qual é obtida ao se tomar a tecnologia como “Solow-neutra” ou “Hicks-neutra” e o parâmetro  $\alpha$  como sendo igual a 1.

Uma das propriedades fundamentais do modelo AK, cujos primeiros expoentes do foram Romer (1987) e Rebelo (1991), é a de que a relação entre o produto e o estoque de

---

<sup>29</sup> Numa série de artigos publicados na década de 90, em especial o intitulado “*Endogeneous Technological Change*”, de 1990, Paul Romer desenvolveu a microeconomia por trás do modelo de crescimento endógeno.

capital é linear, além disso, como são considerados retornos constantes à acumulação de capital, o produto marginal de cada unidade de capital sempre igual a  $A$ . A sua equação de acumulação do capital é a mesma do modelo de Solow e mediante a aplicação das mesmas operações matemáticas dos modelos anteriores fornece como resultado fundamental do modelo a taxa de crescimento da economia como função crescente da taxa de investimento. Logo, as políticas de governo que elevem de forma permanente a taxa de investimento da economia, aumentarão a taxa de crescimento da economia de forma sustentada.

Outro modelo de crescimento endógeno que se enquadra na categoria de modelos simples de crescimento é o modelo construído por Lucas (1988), o qual é estruturado no capital humano. Sua função de produção é semelhante à do modelo de Solow ampliado, porém apresenta um termo que designa o capital humano *per capita*, o qual é acumulado em função do tempo despendido pelas pessoas com trabalho e, por conseguinte, com o tempo dedicado à acumulação de qualificações.

O resultado fundamental do modelo de Lucas prevê que uma política que conduza a um aumento duradouro no tempo que as pessoas empregam na obtenção de qualificações gerará uma elevação continuada do crescimento do produto por trabalhador.

Sintetizando tudo o que foi apresentado até aqui, nos reportamos a Jones (2000), que afirma que, sob diversos pontos de vista, os modelos neoclássicos são teorias do crescimento econômico embasadas no capital, pois, não obstante a tecnologia seja um componente central da teoria neoclássica - haja vista que os modelos não geram crescimento econômico na ausência de progresso tecnológico - ela não é modelada, ao contrário da acumulação dos capitais físico e humano, sobre os quais recai o foco da modelagem neoclássica. No que tange aos modelos de crescimento endógeno Oreiro (1999) considera que, conforme as modificações que estes realizam na estrutura básica do modelo de Solow, podemos dividi-los entre o grupo dos modelos que não consideraram os rendimentos marginais decrescentes, e sim constantes ou crescentes, representados pelo modelo AK - atribuído a Romer (1987) e Rebelo (1991) - e pelo modelo desenvolvido por Lucas (1988); e o grupo que não considera a tecnologia um bem público que está disponível para todos os agentes, e sim como um bem passível de apropriação, produzido num ambiente de concorrência imperfeita que garante a geração de um excedente econômico capaz de remunerar as atividades inovativas, cujos representantes deram origem à Nova Teoria do Crescimento: Romer (1990), Grossman e Helpman (1991) e Aghion e Howitt (1992)<sup>30</sup>.

---

<sup>30</sup> Os modelos de Grossman e Helpman (1991) e Aghion e Howitt (1992) são também chamados de modelos schumpeterianos de crescimento, visto que foram antecipados por Joseph Schumpeter em trabalhos desenvolvidos entre o fim da década de 30 e o início da década de 40.

### 3.2 O PROCESSO DE CONVERGÊNCIA

Uma questão que emerge naturalmente nos estudos sobre crescimento econômico diz respeito a se é razoável assumir que os países “atrasados” alcançarão os níveis de renda dos países avançados, isto é, se os níveis de renda entre eles convergiriam, e, além disso, a que velocidade, ou em quanto tempo, isso ocorreria.

Segundo Jones (2000), o fenômeno da convergência econômica é definido pela hipótese enunciada por Gerschenkron (1952) apud Jones (2000) e Abramovitz (1986) de que, sob as mesmas condições estruturais, o hiato existente entre países ricos e países pobres tenderia a se fechar, haja vista a consideração de que estes últimos países estariam propensos a crescer mais rápido que os primeiros. Do ponto de vista empírico, entretanto, Baumol (1986), examinando a trajetória do PIB *per capita* (em escala logarítmica) para várias economias industrializadas ao longo do tempo, foi um dos primeiros trabalhos a apresentar indícios estatisticamente comprovados da existência de convergência entre alguns países e da falta de convergência entre outros<sup>31</sup>.

Matos Filho, Da Silva e Carvalho (2012) afirmam que, uma vez que o modelo neoclássico de crescimento, com a sua hipótese basilar de rendimentos marginais decrescentes do capital, se mostrou capaz de prever a convergência entre economias, ao contrário dos modelos de crescimento endógeno, a noção de convergência foi inicialmente posta não apenas como uma forma de distinguir as duas classes de modelos, mas, principalmente, como uma maneira de testar qual tipo de modelo de crescimento representa a realidade de forma mais fidedigna ou aproximada.

Não obstante a simplicidade de Solow (1956), como destacam Menezes e Azzoni (2006), o seu modelo possibilitou a obtenção de respostas extraordinárias por parte da análise dos diferenciais nos níveis de renda iniciada por Myrdal (1963). E é o modelo neoclássico de crescimento de Solow que está por trás do instrumental frequentemente utilizado no cálculo da convergência de renda entre os países ou regiões, dado por Barro e Sala-i-Martin (1992) e Mankiw, Romer e Weil (1992)<sup>32</sup>.

Dois conceitos de convergência emergem do modelo de Solow. O primeiro deles, chamado de convergência absoluta, resulta da premissa de rendimentos decrescentes presente

---

<sup>31</sup> De Long (1988) critica os resultados de Baumol assinalando que este poderia ter sido influenciado pelo processo de seleção dos países, além de considerar espúria a base de dados utilizada pelo autor.

<sup>32</sup> Menezes e Azzoni (2006) citam apenas o instrumental desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1995) com base na versão de Cass-Koopmans para o modelo de Solow.

no modelo de crescimento neoclássico, já que em economias consideradas ricas – onde a dotação de estoque de capital por trabalhador (modelo sem progresso tecnológico), ou por trabalhador efetivo (modelo com progresso tecnológico), seria mais elevada - o retorno do capital seria menor quando comparado a economias com menor dotação (classificadas como economias pobres), o que implicaria numa tendência destas últimas a apresentarem uma maior taxa de crescimento econômico e, conseqüentemente, diminuiriam o hiato de renda existente entre elas e as economias mais avançadas. De acordo com Ribeiro (2010), sob retornos decrescentes, haveria uma propensão de migração do capital para as regiões onde o seu rendimento marginal fosse maior, com isso as economias “atrasadas” alcançariam as economias mais ricas em termos de renda *per capita*. Conseqüentemente, como destacam Amorim, Scalco e Braga (2008), na ocorrência de convergência absoluta, observa-se uma relação inversa entre a taxa de crescimento da renda per capita ao longo do tempo e o nível inicial de renda per capita.

A segunda concepção de convergência, por outro lado, denominada convergência condicional, advém dos resultados apresentados por Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1992), os quais deram conta de que, via de regra, os países pobres não obrigatoriamente cresciam mais rapidamente do que os países ricos, o que ocorria na prática, segundo os autores, era que, entre os países com o mesmo estado estacionário - o que seria determinado por níveis tecnológicos, taxas de investimentos e taxas de crescimento populacional idênticas (ou ao menos semelhantes) - os que eram mais “pobres” cresciam mais rápido. A hipótese de convergência nesse caso seria a de que as economias com condições iniciais semelhantes convergiriam para níveis semelhantes de renda, de forma que as suas taxas de crescimento estariam positivamente relacionadas com as distâncias entre seus níveis iniciais de produto e seus níveis de produto de estado estacionário.

Dessa feita, uma vez que no longo prazo todas as economias rumam para o estado estacionário - onde o estoque de capital por trabalhador (modelo sem progresso tecnológico), ou por trabalhador efetivo (modelo com progresso tecnológico), não varia - sob a condição de que elas possuam os mesmos parâmetros estruturais, o que lhes conferiria o mesmo nível de estado estacionário, as economias que num determinado momento no tempo possuísem os níveis estoque de capital por trabalhador (modelo sem progresso tecnológico), ou por trabalhador efetivo (modelo com progresso tecnológico), mais aquém do nível de estado estacionário, por serem as mais pobres, exibiriam as maiores taxas de crescimento, de maneira que, no longo prazo, durante a trajetória de crescimento equilibrado, todas estarão com o mesmo nível de produto por trabalhador (modelo sem progresso tecnológico), ou por trabalhador efetivo (modelo com progresso tecnológico). Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1992), concluem, dessa maneira, que o modelo de Solow não prevê

convergência absoluta, e sim convergência condicional; e que a ausência de convergência entre todos os países do mundo é reflexo, tão somente, do fato de que nem todos os países apresentam o mesmo estado estacionário.

Conforme mostrado por Barro e Sala-i-Martin (2004), o teste empírico da convergência absoluta é realizado através do seguinte modelo linear simples que relaciona as taxas de crescimento das economias com os seus produtos iniciais por trabalhador (ou rendas *per capita* iniciais). Ainda de acordo com os autores a condição que implica em convergência absoluta é a de que as duas variáveis sejam negativamente relacionadas, além disso, quanto mais próximo de 1 for o parâmetro associado ao produto (renda) inicial por trabalhador (*per capita*), o qual é estimado através de mínimos quadrados ordinários, maior será a tendência à convergência entre as economias.

No caso da convergência condicional, cada economia tem seus próprios parâmetros e, como foi visto, isto significa que cada uma delas possui um estado estacionário próprio, desse modo, quando comparado ao modelo anterior, há o acréscimo de outras variáveis explicativas ao modelo econométrico, as quais diferenciam as economias e, conforme Acemoglu (2008), são potenciais determinantes da renda de estado estacionário e/ou do crescimento. A condição de ocorrência de convergência, no entanto, permanece a mesma.

Os modelos empregados nos testes empíricos de convergência absoluta e convergência condicional fazem parte do chamado teste de  $\beta$ -Convergência, utilizado inicialmente por Barro e Salai-Martin (1992). Para Galor (1996), enquanto que quando há convergência absoluta o teste aponta uma relação negativa entre a taxa de crescimento da economia em longo prazo e o valor do seu produto ou renda *per capita* inicial, na ocorrência de convergência condicional há o registro adicional de uma associação positiva entre a taxa de crescimento da economia e a distância do seu estado estacionário.

Outro teste de convergência muito utilizado na literatura é o teste de  $\sigma$ -Convergência, o qual trata da dispersão do produto *per capita* do conjunto de economias, definindo a convergência como a situação em que se observa a redução desta, o que se constitui num indicativo de que as rendas estão se aproximando. Sala-i-Martin (2000) afirma que, apesar de diferentes, os conceitos de  $\beta$ -Convergência e  $\sigma$ -Convergência estão diretamente relacionados, sendo a primeira condição necessária, mas não suficiente, para a última.

Cabe destacarmos ainda a existência da convergência segundo clubes de convergência, cuja construção é atribuída aos resultados expostos por Baumol e Wolff (1988), que, aprimorando a análise efetuada em Baumol (1988) em resposta às críticas realizadas por De Long (1988), mostraram que a influência da renda inicial *per capita* sobre as taxas de crescimento dependeria das características locais. De acordo com os autores, os grupos de

economias com o mesmo estado estacionário representariam clubes e as regiões pertencentes a um mesmo clube convergiriam em renda entre si. Quah (1997) afirma haver uma tendência de concentração geográfica desses clubes.

Também encontramos na literatura a hipótese de convergência local, a qual é estruturada no argumento de que a aplicação de um mesmo modelo linear de crescimento a todas as economias é incorreta. Essa proposição surgiu, entre outros trabalhos, em Durlauf e Johnson (1992), que, separando as economias de seu conjunto de dados em grupos com base em qualquer renda inicial ou nível educacional inicial, conforme afirmam, fizeram com que o modelo de Solow ampliado fosse significativamente mais explicativo, do ponto de vista estatístico, quanto às taxas de crescimento dentro de cada grupo, além de terem rejeitado a hipótese nula de que os grupos de economias convergiriam entre si. A fim de identificar endogenamente grupos de convergência, no que fizeram uso das técnicas de máxima verossimilhança e de árvore de regressão, os autores constataram que os diferentes países de sua base de dados seguiam funções de produção muito diferentes e, portanto, sugeriram que, para que os padrões de crescimento internacionais fossem explicados completamente, o modelo de crescimento de Solow deveria ser acrescido de uma teoria das diferenças nas funções de produção agregada.

A grande maioria dos estudos sobre convergência adotam as três primeiras formas desta e no Brasil eles, apesar de estarem sendo desenvolvidos com os mais diversos interesses e tipos de dados (micro ou macro), têm apontado para uma redução dos hiatos existentes entre municípios, estados ou regiões pobres e ricas. Para a hipótese de convergência do PIB *per capita* entre os estados brasileiros, por exemplo, é possível encontrar evidências, ainda que não tão contundentes, já na década de 90, por intermédio de Azzoni (1994), que examinou o período de 1939 a 1970, e Ferreira e Ellery (1996), cujos indícios foram constatados para os anos de 1970 a 1985. Trabalhando com uma série de dados mais longa (1939 a 1995), Azzoni (1999) apud Azzoni et al. (2000) encontrou indícios de convergência da renda entre os estados e entre as regiões brasileiras; enquanto que os próprios Azzoni et al. (2000) - controlando variáveis geográficas e variáveis de capital humano e de infraestrutura - afirmam haver um processo de convergência condicional da renda *per capita* entre os estados brasileiros de 1981 a 1996. Silveira Neto e Azzoni (2011), por sua vez analisam as forças que explicam a redução da desigualdade de renda *per capita* regional brasileira entre 1995 e 2005, as quais, segundo eles, dizem respeito à convergência da produtividade do trabalho, às políticas de valorização do salário mínimo e aos programas de transferência de renda.

## 4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção serão apresentados os aspectos metodológicos que embasam a construção do modelo mediante o qual analisamos a relação entre desigualdade de oportunidades e crescimento econômico. A seção está dividida em duas subseções: na primeira delas tratamos da construção do Índice de Oportunidade Humana enquanto medida de como as variáveis de não responsabilidade que caracterizam as pessoas interagem e contribuem para a formação da desigualdade no acesso às oportunidades; e na subseção seguinte apresentamos o modelo de análise de convergência condicional no qual o IOH figura como *proxy* para as condições iniciais, bem como as estratégias de estimação do mesmo para a consecução do objetivo proposto no presente trabalho.

### 4.1 OS MODELOS DE REGRESSÕES LOGÍSTICAS PARA A CONSTRUÇÃO DO IOH

Os modelos das regressões logísticas que utilizamos para estimar as probabilidades de cada criança ter acesso aos serviços básicos elencados e, a partir daí, calcularmos, mediante o emprego da metodologia desenvolvida por Barros et al. (2009), o Índice de Oportunidade Humana para cada uma destas oportunidades por estado e ano foram os seguintes:

$$Op_{it} = \exp(\beta_0 + \beta_1 presmae_{it} + \beta_2 metrop_{it} + \beta_3 area_{it} + \beta_4 logrenpc_{it} + \beta_5 nmorad_{it} + \beta_6 refsexo_{it} + \beta_7 refraca_{it} + \beta_8 medescresp_{it} + \beta_9 difescresp_{it}) \quad (7)$$

$$Op_{it} = \exp(\beta_0 + \beta_1 sexo_{it} + \beta_2 raca_{it} + \beta_3 presmae_{it} + \beta_4 metrop_{it} + \beta_5 area_{it} + \beta_6 logrenpc_{it} + \beta_7 refsexo_{it} + \beta_8 ncrian_{it} + \beta_9 medescresp_{it} + \beta_{10} difescresp_{it}) \quad (8)$$

onde  $Op_{it}$  é uma variável binária que determina o acesso ou não acesso à uma dada oportunidade (água canalizada, saneamento básico, coleta de lixo, energia elétrica, creche e

pré-escola, escola e idade escolar adequada) por parte de uma criança por unidade federativa num determinado ano;  $sexo_{it}$  e  $raca_{it}$  representam, respectivamente, o gênero e a etnia da criança;  $presmae_{it}$  registra se a mãe da criança mora no mesmo domicílio que ela;  $metrop_{it}$  e  $area_{it}$  indicam, nessa ordem, se a criança reside na região metropolitana ou não e na zona urbana ou rural;  $logrenpc_{it}$  corresponde ao logaritmo da renda real mensal familiar *per capita*;  $refsexo_{it}$  e  $refraca_{it}$  retratam o gênero e a raça da pessoa de referência do domicílio, respectivamente;  $nmorad_{it}$  e  $ncrian_{it}$  quantificam, nessa ordem, os números de moradores e de crianças no domicílio; e  $medescresp_{it}$  e  $difescresp_{it}$  são, respectivamente, a média e a diferença entre os anos de estudo da pessoa de referência e do seu cônjuge.

O modelo da equação (7) se refere à regressão logística para os serviços básicos da dimensão Condições de Habitação, enquanto que o da equação (8) designa as oportunidades associadas à dimensão Educação. Tal diferenciação segue o proposto por Barros et al. (2009), que afirmam que para a avaliação desta última dimensão a variável sexo deve se referir ao gênero da criança, enquanto que para a primeira dimensão ela deve corresponder ao gênero do chefe da família - regra que também aplicamos à variável raça. Guiando-nos por essa ideia nós optamos por empregar a variável número de moradores no domicílio apenas na equação (7) por visualizarmos a relação desta muito mais com as condições habitacionais do que com as oportunidades educacionais, em cuja equação fizemos constar apenas a variável número de crianças, que nós entendemos que esteja estritamente associada a elas.

Dado que os regressores de cada modelo são as já referidas variáveis de circunstâncias - as quais correspondem a atributos individuais não controlados pelas pessoas, ou seja, exógenos a elas - há a expectativa de que, consoante o exposto por Dill e Gonçalves (2013), não haja correlações entre os mesmos em níveis capazes de gerar quaisquer problemas nas estimações dos parâmetros dos modelos e, por consequência, nas estimações das probabilidades de acesso através das regressões logísticas e na elaboração do Índice de Oportunidade Humana e de seus componentes. A Tabela 7, no Apêndice, confirma isso ao exibir baixos graus de associação entre as variáveis de circunstância, dados pelos coeficientes de correlação entre elas.

Como foi visto, o foco do Índice de Oportunidade Humana sobre as crianças tem como pressuposto subjacente a consideração de que todos os atributos que as caracterizam são herdados, no sentido de que lhes foram impostos e não gerados ou influenciados pelo seu livre

comportamento, já que por definição elas não gozam de autonomia de decisão<sup>33</sup>. Tais características são qualificadas como circunstâncias e, por definição, são exógenas às crianças, não devendo, portanto, sofrer influência direta do acesso ou não por parte destas às oportunidades que denotam as variáveis dependentes dos modelos. Posto isso, assim como não há com o que se preocupar com relação à multicolinearidade, também não deve haver qualquer inquietação com relação à possibilidade de existência de causalidade reversa entre o acesso às oportunidades e as variáveis de circunstância, já que, de acordo com Dill e Gonçalves (2013), isso só poderia vir a ocorrer com os indivíduos em sua fase adulta.

A estimação dos parâmetros das regressões logísticas se deu, como de praxe, pelo método de máxima verossimilhança, tendo nos sido revelados para algumas combinações de unidade federativa e ano indícios do problema definido por Albert e Anderson (1984) como separação completa e separação quase completa, o qual, segundo eles, em razão da função de verossimilhança do modelo logístico ser monótona, faz com que os estimadores não existam.

Entre as possíveis soluções para lidar com dados logísticos com separação ou quase separação Heinze e Schemper (2002) recomendam a modificação da função escore, o que de acordo com Zorn (2005) pode ser feito através da abordagem da verossimilhança penalizada, proposta por Firth (1993) com o intuito de eliminar o viés de pequenas amostras mediante a inclusão de um termo de penalização na função de probabilidade padrão – termo este dado pela distribuição *a priori* invariante de Jeffreys (Jeffreys, 1946) - o qual tende a zero quando o número de observações da amostra aproxima-se do infinito e, caso contrário, opera de modo a neutralizar o viés ali presente, resultando em uma verossimilhança penalizada<sup>34</sup>.

De posse dos coeficientes estimados das regressões logísticas,  $\hat{\beta}_k$ , começamos a construção do IOH propriamente dito a partir da obtenção das taxas médias de cobertura,  $\bar{p}$ , e do índice de dissimilaridade, D. Para tanto, calcularmos primeiramente as previsões para as probabilidades de acesso aos serviços básicos,  $\hat{p}_i$ , para cada criança da amostra, consoante a equação (2), já exposta na revisão da literatura, as quais nos permitirão, conforme a equação

---

<sup>33</sup> Diferentemente da literatura existente, no presente trabalho nós não qualificamos como crianças os indivíduos com idade de 0 a 16 anos e sim as pessoas com idade menor ou igual a 12 anos. Com isso nós buscamos limitar ainda mais a possibilidade de que suas características pessoais fossem influenciadas por possíveis escolhas individuais.

<sup>34</sup> No presente estudo fizemos uso do software estatístico Stata, o qual, através do módulo chamado *firthlogit*, disponível para a versão 13.1 do *software* (ou versões mais recentes), nos permitiu empregar o método da verossimilhança penalizada para contornar o problema de separação completa. Entretanto, enquanto que quando a separação detectada é completa o Stata não fornece estimativa alguma, sendo necessário recorrermos ao procedimento acima descrito, frente a casos de separação quase completa o software omite automaticamente as variáveis que causam a separação e elimina as observações da análise.

(3), chegar às taxas médias de cobertura,  $\bar{p}$ , que, por sua vez, em conjunto com os  $\hat{p}_i$ 's, nos levarão ao índice de dissimilaridade, D, como pode ser visto na equação (4):

$$\hat{p}_i = \frac{\text{Exp}(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^m x_{ki} \hat{\beta}_k)}{1 + \text{Exp}(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^m x_{ki} \hat{\beta}_k)} \quad (2)$$

onde  $x_{ki}$  é o vetor de suas circunstâncias.

$$\bar{p} = \sum_{i=1}^n w_i \hat{p}_i \quad (3)$$

$$\hat{D} = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_{i=1}^n w_i |\hat{p}_i - \bar{p}| \quad (4)$$

onde  $w_i = \frac{1}{n}$ , ou algum outro peso amostral.

Após isso, substituímos os valores de  $\bar{p}$  e  $\hat{D}$  na expressão  $O = \bar{p} * (1 - \hat{D})$  para obtermos a magnitude do Índice de Oportunidade Humana para cada serviço básico, ressaltando, no entanto, que esta expressão equivale à equação apresentada por Vega et al. (2010), equação (5), que adotam uma nomenclatura um pouco diferente para os componentes do IOH na representação algébrica que o define, chamando de C a taxa de cobertura do bem ou serviço básico e estabelecendo inicialmente a seguinte equação para o índice<sup>35</sup>:

$$IOH = C * (1 - D) \Rightarrow IOH = C - (C * D) \Rightarrow IOH = C - P \quad (5)$$

Por fim, ainda em adesão à metodologia proposta por Barros et al. (2009), procedemos com a sintetização dos IOHs de cada oportunidade num único indicador, a qual perpassa, inicialmente, pela obtenção de um indicador para cada dimensão de oportunidade (condições habitacionais e educação) por intermédio da simples aplicação da média aritmética entre os IOHs referentes aos serviços básicos pertencentes a cada uma delas, e, por fim, pelo cálculo da média simples entre os índices de cada dimensão.

---

<sup>35</sup> Os autores exploram um pouco mais a expressão matemática inicial e fornecem uma nova variável, a penalidade (P), que é dada pelo produto da medida de desigualdade de oportunidade (D) e da taxa de cobertura da oportunidade (C) e é descontada desta última. Maiores detalhes sobre a penalidade (P) são apresentados na revisão da literatura.

## 4.2 OS MODELOS DAS ANÁLISES DE CONVERGÊNCIA

Nosso modelo é baseado em Partridge (1997), Persson e Tabellini (1994) e Alesina e Rodrik (1994). Nós usamos como unidades locais os 26 estados brasileiros mais o Distrito Federal. A análise é feita considerando os anos de 1995 a 2014, os quais correspondem ao período Pós-Plano Real, que se caracteriza pela estabilização da economia brasileira. Dentro desse intervalo de tempo nós nos focamos nos cinco quadriênios existentes, os quais representam os dois governos do Presidente Fernando Henrique Cardoso (1995 a 1998 e 1999 a 2002), os dois governos do Presidente Luiz Inácio Lula da Silva (2003 a 2006 e 2007 a 2010) e o primeiro mandato da Presidenta Dilma Rousseff (2011 a 2014).

Uma vez definido cada mandato presidencial como uma subamostra, nós seguimos a análise de Partridge (1997) e, estabelecendo como variável dependente a taxa de crescimento da renda real mensal familiar *per capita* média em cada quadriênio, medimos todas as variáveis independentes no ano de início de cada subamostra, o que segundo o autor evita com que nos defrontemos com erros de endogeneidade e medição. Além disso, posto que a hipótese fundamental da análise de convergência é a de que o crescimento econômico converge seguindo uma trajetória de crescimento equilibrado que é função das condições iniciais, incluímos no modelo o nível defasado da renda real mensal familiar *per capita* média para controle de convergência condicional entre as unidades federativas brasileiras e o Índice de Oportunidade Humana para caracterizar as suas condições iniciais.

No intuito de evitar conclusões equivocadas com respeito à influência do IOH sobre um possível processo de convergência da renda real mensal familiar *per capita* média adicionamos ao modelo outras variáveis que podem afetar a taxa de crescimento da mesma, as quais são usadas como controles. Entre tais variáveis estão o Produto Interno Bruto real *per capita*; a desigualdade de renda – medida pelos Índices de Gini, Theil-T e Theil-L; a composição setorial dos empregos - representada pelas proporções de empregos nos setores agropecuário, industrial, construção civil e comércio e serviços<sup>36</sup>; a taxa de urbanização; a participação da renda oriunda do trabalho no rendimento total auferido; a média de anos no trabalho; os anos médios de estudo e a proporção de homens da população; e a participação na população economicamente ativa.

---

<sup>36</sup> A administração pública também foi considerada como um setor de produção, todavia, o mesmo foi escolhido como setor a ser omitido para fins de evitar o problema de colinearidade.

De acordo com Wooldridge (2011) na análise econométrica de dados em painel, não é possível supor que as observações sejam independentemente distribuídas ao longo do tempo, haja vista a existência de fatores não observados que exercem influência sobre determinadas variáveis de uma entidade - que no presente trabalho seria representada por uma das 27 unidades federativas - num dado ponto no tempo e que também às afetam em outros instantes. Por essa razão, segundo o autor, métodos especiais foram desenvolvidos para estimar modelos de efeitos não observados de dados em painel, são eles os métodos da primeira diferença, de efeitos fixos e de efeitos aleatórios.

Gujarati (2004) afirma que a estimação de modelos baseados em dados de painel depende das suposições feitas com relação ao intercepto, aos coeficientes de inclinação e ao termo de erro dos mesmos<sup>37</sup>. Se todos os coeficientes forem constantes ao longo do tempo e entre as entidades, o mais simples se fazer desconsiderar as entidades e os anos e aplicar regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Por outro lado, com os coeficientes de inclinação constantes, mas o intercepto variando entre as entidades deve-se utilizar os efeitos fixos ou Mínimos Quadrados com Variável *Dummy* (MQVD), a fim de captar a particularidades das entidades.

Assim como na primeira diferença, o estimador de efeitos fixos considera uma correlação arbitrária entre o termo de intercepto e os regressores em qualquer instante  $t$ , portanto, conforme Wooldridge (2011), se a hipótese for de que essa correlação não existe em nenhum dos anos, o uso de quaisquer das transformações propostas pelos métodos acima resultará em estimadores ineficientes. Nesse caso, deve-se aplicar o método de efeitos aleatórios, o qual, consoante o autor, mantém como premissas ideais todas as suposições de efeitos fixos, à exceção do pressuposto da presença da supracitada correlação e do consequente tratamento do intercepto como fixo no tempo, visto que agora ele é considerado uma variável aleatória.

Sob as hipóteses de efeitos aleatórios, afirma Wooldridge (2011), os parâmetros do modelo podem ser estimados de forma consistente sem a necessidade dos dados em painel, bastando apenas o uso de um único corte transversal, no entanto isso faria com que muitas informações importantes de outros pontos no tempo fossem desconsideradas. Outra possibilidade exposta pelo autor seria utilizar os dados em painel em um procedimento de

---

<sup>37</sup> As situações que serão apresentadas baseiam-se na suposição de que o termo de erro segue as premissas clássicas, isto é,  $u_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ ; todavia, Gujarati (2004) chama a atenção para o fato de que existem diversas possibilidades de modificação da mesma, as quais irão fazer com que a análise se torne muito mais complicada, gerando problemas que, em alguns casos, poderão ser amenizados com a aplicação do chamado modelo de efeitos aleatórios, o qual ainda discutiremos.

MQO agrupado, porém isso desconsideraria a correlação serial existente entre os termos de erro. Logo, a solução para a estimação consistente dos coeficientes é utilizar Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), visto que o mesmo resolve o problema de correlação serial<sup>38</sup>.

Diante do exposto, para estimarmos os parâmetros dos modelos de análise de convergência que construímos, os quais são apresentados abaixo, empregamos os métodos de efeitos fixos e efeitos aleatórios. Destacando o fato de que frente a possíveis vies e inconsistência dos estimadores em razão do pequeno número de anos na análise, estamos nos apegando a Islam (1995), que sugere que o vies do estimador de efeito fixo pode ser desprezível para os modelos de crescimento econômico nos quais o número de países - no nosso caso, estados - é superior ao número de anos.

O primeiro modelo cujos parâmetros estimamos é o modelo tradicional de análise de convergência, no qual variáveis que representam desigualdades, sejam elas de renda ou de oportunidades, são desconsideradas. Esse é o nosso primeiro modelo para fins de comparação:

$$\begin{aligned}
 tx\_cresc_{it} = & \phi_i + \beta_1 logrendpc_{it-s} + \beta_2 pibpc_{it-s} + \beta_3 exper_{it-s} + \beta_4 estud_{it-s} + \\
 & \beta_5 hom_{it-s} + \beta_6 wtrab_{it-s} + \beta_7 agropec_{it-s} + \beta_8 indust_{it-s} + \beta_9 constru_{it-s} + \\
 & \beta_{10} serv_{it-s} + \beta_{11} urban_{it-s} + \beta_{12} pea_{it-s} + u_{it} \quad (9)
 \end{aligned}$$

onde  $tx\_cresc_{it}$  é a taxa de crescimento da renda real mensal familiar *per capita* média da  $i$ -ésima unidade federativa brasileira no quadriênio  $t$ ;  $u_{it}$  é um termo de erro; e as demais variáveis, todas medidas para a  $i$ -ésima unidade federativa brasileira no início do quadriênio  $t$ , o que é representado pelo subscrito  $t-s$ , são: o logaritmo da renda real mensal familiar *per capita* média ( $logrendpc_{it-s}$ ); o PIB real *per capita* ( $pibpc_{it-s}$ ); a média de anos no trabalho ( $exper_{it-s}$ ), os anos médios de estudo da população ( $estud_{it-s}$ ); a proporção de homens da população ( $hom_{it-s}$ ); a participação da renda do trabalhado no rendimento total ( $wtrab_{it-s}$ ), as participações dos setores agropecuário, industrial, de construção civil e de comércio e serviços no total de pessoas empregadas (respectivamente dadas por  $agropec_{it-s}$ ,  $indust_{it-s}$ ,  $constru_{it-s}$  e  $serv_{it-s}$ ); a taxa de urbanização ( $urban_{it-s}$ ); e a participação na população economicamente ativa ( $pea_{it-s}$ ).

---

<sup>38</sup> Wooldridge (2011) afirma que para que a estimação via MQG tenha boas propriedades é preciso que o número de entidades seja grande e os períodos de tempo relativamente pequenos.

Nos dois modelos seguintes adicionamos, respectivamente, as medidas gerais de desigualdade e o Índice de Oportunidade Humana no intuito de verificar como o modelo tradicional se modifica quando levamos em consideração as desigualdades de renda e as desigualdades de oportunidades:

$$\begin{aligned}
 tx\_cresc_{it} = & \phi_i + \beta_1 \logrendpc_{it-s} + \beta_2 pibpc_{it-s} + \beta_3 exper_{it-s} + \beta_4 estud_{it-s} + \\
 & \beta_5 hom_{it-s} + \beta_6 wtrab_{it-s} + \beta_7 agropec_{it-s} + \beta_8 indust_{it-s} + \beta_9 constru_{it-s} + \\
 & \beta_{10} serv_{it-s} + \beta_{11} urban_{it-s} + \beta_{12} pea_{it-s} + \beta_{13} desig_{it-s} + u_{it} \quad (10)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 tx\_cresc_{it} = & \phi_i + \beta_1 \logrendpc_{it-s} + \beta_2 ioh_{it-s} + \beta_3 pibpc_{it-s} + \beta_4 exper_{it-s} + \\
 & \beta_5 estud_{it-s} + \beta_6 hom_{it-s} + \beta_7 wtrab_{it-s} + \beta_8 agropec_{it-s} + \beta_9 indust_{it-s} + \\
 & \beta_{10} constru_{it-s} + \beta_{11} serv_{it-s} + \beta_{12} urban_{it-s} + \beta_{13} pea_{it-s} + u_{it} \quad (11)
 \end{aligned}$$

onde  $ioh_{it-s}$  é o Índice de Oportunidade Humana e  $desig_{it-s}$  é o controle realizado para um índice de desigualdade de renda relativo à renda real mensal familiar *per capita* o qual será representado pelos Índices de Gini, Theil-T e Theil-L, ambas as variáveis tomadas para a  $i$ -ésima unidade federativa brasileira no início do quadriênio  $t$ , representado pelo subscrito  $t-s$ .

O último modelo busca, por fim, avaliar como a influência do IOH sobre o processo de convergência se altera quando inserimos na análise a desigualdade de renda:

$$\begin{aligned}
 tx\_cresc_{it} = & \phi_i + \beta_1 \logrendpc_{it-s} + \beta_2 ioh_{it-s} + \beta_3 pibpc_{it-s} + \beta_4 exper_{it-s} + \\
 & \beta_5 estud_{it-s} + \beta_6 hom_{it-s} + \beta_7 wtrab_{it-s} + \beta_8 agropec_{it-s} + \beta_9 indust_{it-s} + \\
 & \beta_{10} constru_{it-s} + \beta_{11} serv_{it-s} + \beta_{12} urban_{it-s} + \beta_{13} pea_{it-s} + \beta_{14} desig_{it-s} + u_{it} \\
 & (12)
 \end{aligned}$$

## 5 DADOS

Nesta seção será apresentado um detalhamento dos dados utilizados no presente estudo, bem como uma análise descritiva dos mesmos. Para tanto, uma vez que estratégia empírica envolve duas etapas – a construção do Índice de Oportunidade Humana e a análise de convergência – dividimos a seção em duas subseções: a primeira delas tratando das variáveis de circunstância e de oportunidade empregadas no cálculo do IOH, com o esboço da forma como chegamos a algumas delas e do tratamento que demos a outras; e a segunda versando sobre as variáveis dependentes e independentes, com ênfase nas variáveis de controle, empregadas no modelo de análise das trajetórias de crescimento.

### 5.1 A CONSTRUÇÃO DO IOH: VARIÁVEIS DE CIRCUNSTÂNCIA E DE OPORTUNIDADE

Os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) desenvolvida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)<sup>39</sup> foram a fonte de todas as variáveis de circunstância e de oportunidade que empregamos, diretamente ou indiretamente na geração do Índice de Oportunidade Humana das unidades federativas brasileiras para os anos de 1995, 1999, 2003, 2007 e 2011 - anos iniciais de cada um dos quadriênios estudados.

Contrariamente à quase totalidade, se não à totalidade, dos trabalhos que envolvem o cálculo do IOH, desde os precursores, como Barros et al. (2009) e Vega et al. (2010), aos direcionados ao contexto brasileiro, como Dill e Gonçalves (2011); Dill e Gonçalves (2013); Suliano, Miro e Jesus Filho (2014); Ferreira, De Oliveira e Gonçalves (2014); e Cavalcanti e Ramos (2016); nós seguiremos o artigo 1º do Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA) e julgamos crianças as pessoas com até 12 anos de idade, com isso buscamos limitar ainda mais a possibilidade de influência de variáveis de esforço no cálculo do índice, já que a ausência de

---

<sup>39</sup> A PNAD é realizada anualmente pelo IBGE, à exceção dos anos em que é realizado o censo, com o propósito de obter informações sobre diversas características demográficas e socioeconômicas da sociedade, tais como população, educação, trabalho, rendimento, habitação, previdência social, migração, fecundidade, nupcialidade, saúde, nutrição etc., entre outros temas que são incluídos na pesquisa de acordo com as necessidades de informação para o Brasil.

autonomia de decisão é, como foi visto, uma condição essencial à qualificação de uma pessoa como criança.

Nos Quadros 1 e 2, no Apêndice, nós apresentamos, respectivamente, um resumo de todas as variáveis de circunstância e de oportunidade, expondo as suas nomenclaturas, as suas formas de medição e os códigos de variáveis da PNAD que utilizamos. No entanto, os detalhes em si necessários a algumas variáveis são feitos nos parágrafos seguintes.

Começando pelas variáveis de circunstância, adotamos na construção da *dummy* raça o mesmo critério de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), que também se utilizaram de dados da PNAD e incluíram as etnias branca e amarela numa mesma categoria (raça branca), agrupando as outras três etnias (preta, parda e indígena) sob a categoria não-branca. O trabalho dos autores também nos deu suporte para a forma como expusemos a educação no *background* familiar, pois, apesar da literatura apontar de forma recorrente que o nível educacional da mãe tem um efeito mais forte sobre o acesso às oportunidades do que a educação do pai, nós, assim como eles, lançamos um olhar diferente sobre esta variável, buscando captar o efeito da média entre os anos de estudos do pai e da mãe e, sobretudo, do hiato entre os níveis educacionais dos mesmos. Contudo, diferentemente de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), nós não estamos utilizando como base de dados a PNAD de 1996 - a qual inclui um suplemento especial com dados sobre mobilidade intergeracional, entre eles informações sobre a educação dos pais - desse modo, fizemos uso da média e da diferença entre a educação da pessoa de referência e a de seu cônjuge.

Antes de apresentarmos o porquê da inclusão da variável Área Censitária, destacamos que na criação de uma *dummy* para ela nós transformamos as três categorias constantes na PNAD em duas, região metropolitana e região não-metropolitana, onde a primeira engloba não apenas os municípios das regiões metropolitanas propriamente ditas, mas também os chamados municípios autorrepresentativos, visto que, por serem considerados grandes em termos populacionais, o plano amostral da PNAD aplicado aos mesmos é igual ao utilizado nos municípios das regiões metropolitanas, conforme afirmam Do Nascimento Silva, Pessoa e Lila (2002); e a segunda corresponde aos demais municípios, denominados não-autorrepresentativos. Com o acréscimo de tal variável às características de circunstâncias procuramos, sobretudo, avaliar o peso de não se residir numa região metropolitana (RM) mesmo residindo numa área urbana. Além disso, considerando que existem áreas que fazem parte de regiões metropolitanas, mas são rurais, queremos verificar se, na prática, o objetivo da criação de regiões metropolitanas - que segundo o artigo 25, § 3º, da Constituição Federal

brasileira é integrar a organização, o planejamento e a execução de funções públicas de interesse comum - é cumprido quando se reside numa área rural.

O uso da variável Mãe Mora no Domicílio é, por sua vez, conforme exposto por Dill e Gonçalves (2011), uma tentativa de aproximação, imposta pela ausência de dados, para a variável presença de ambos os pais, a qual, segundo Barros, Vega e Saavedra (2008), representaria um melhor indício de estrutura familiar.

Diante da não disponibilidade da variável Rendimento Domiciliar *per capita* (V4742) nas PNADs de 1995, 1999 e 2003, nós optamos por criar a variável Renda Real Mensal Familiar *per capita*, para todos os anos requeridos, mediante a divisão da variável Rendimento Mensal Familiar I (V4722) pela variável Número de Componentes da Família I (V4724). Além disso, com o uso do deflator de rendimentos da PNAD, que, consoante a base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) - Ipeadata - corresponde ao Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), deflacionamos tais rendimentos tomando como ano-base o ano de 1995; e, por fim, aplicamos logaritmo aos resultados.

No que tange às variáveis de oportunidade, partimos do registro do acesso ou não à água canalizada, os quais foram relacionados, respectivamente, com a existência, ou não, em pelo menos um cômodo dos domicílios, de água canalizada, seja ela proveniente da rede geral de distribuição, de poço (ou nascente) ou de qualquer outra fonte.

A oportunidade seguinte (o acesso a saneamento básico) foi avaliada pela forma de escoadouro do banheiro ou sanitário do domicílio, com o indicativo de acesso ao serviço associado à conexão do domicílio à rede coletora de esgoto ou pluvial, ou fossas sépticas ligadas, ou não, à rede coletora de esgoto ou pluvial, reproduzindo assim o que foi feito em Barros et al. (2009) e indo ao encontro da definição do IBGE de cobertura de esgotamento sanitário, conforme exposto por Cavalcanti e Ramos (2016). Vale ressaltar que a nossa definição de saneamento foi menos rigorosa, por exemplo, do que a de Dill e Gonçalves (2013), que desconsideraram as fossas sépticas não ligadas à rede coletora de esgoto ou pluvial como forma de acesso a saneamento básico<sup>40</sup>.

Apesar de, por definição, a coleta de lixo, assim como o abastecimento de água, estar inserida no contexto do saneamento básico, conforme IBGE (2002), como vimos, a maneira como normalmente se examina a disponibilidade desse último para fins do cálculo do Índice

---

<sup>40</sup> Numa definição um tanto ampla Vega et al. (2010) consideram como acesso a saneamento básico ter dentro da propriedade vasos sanitários com descarga conectados a um sistema de remoção de resíduos. Entretanto, na análise de seus resultados observa-se que eles dividem o acesso entre conexões públicas (redes coletoras) e conexões privadas (fossas sépticas), mostrando que a adoção das duas concepções em conjunto faz com que os índices dos países da América Latina e do Caribe melhorem com relação aos dos países europeus.

de Oportunidade Humana reflete apenas o acesso a esgotamento sanitário, o que por si só justificaria a adição do acesso à coleta de lixo entre as oportunidades a serem analisadas, haja vista que, sendo o IOH um possível direcionador de decisões de políticas públicas, isso poderia ensejar a criação de políticas específicas para os problemas gerados pelo lixo. Por outro lado, pensar que as repercussões do não acesso a saneamento em termos de saúde pública seriam mais graves ou ao menos equiparadas aos efeitos gerados pelo não acesso à coleta de lixo seria uma explicação mais do que plausível para omitirmos este último do cálculo do IOH.

O que nos levou a, diferentemente dos estudos já citados, optar pela inserção do acesso a coleta de lixo, enquanto serviço básico, em nossa análise, foi, entretanto, a consideração de que, nos moldes em questão, consoante o exposto por Vega et al. (2010), o acesso a saneamento básico possibilita a divisão do serviço entre conexões públicas (redes coletoras) e conexões privadas (fossas sépticas)<sup>41</sup>, ao passo que o acesso à coleta de lixo - que corresponde à coleta direta do lixo por serviço ou empresa (pública ou particular) de limpeza ou à coleta indireta, através do depósito do lixo em caçamba, tanque ou depósito de serviço ou empresa (pública ou particular) de limpeza que, posteriormente, o recolhe - é um serviço que, se não totalmente, é quase que integralmente prestado pelos governos; sendo assim, não se pode inferir que por ser o saneamento um serviço mais complexo, o acesso ao mesmo seja um indício de acesso à coleta de lixo, que é um serviço mais simples, já que o primeiro pode estar sendo provido privadamente, enquanto que o segundo pode estar, por diversos motivos, entre eles a escassez de recursos, sendo negligenciado pelos governos.

O Índice de Oportunidade Humana fez com que os olhares passassem a estar voltados para as desigualdades de oportunidades para as crianças, desse modo, para lidar com a variável Idade Escolar Adequada, a qual se refere à defasagem idade/série, normalmente motivada pela entrada tardia na escola, pela evasão ou por repetência escolar, não haveria como criarmos tal variável partindo de um nível de educacional incompatível com esses determinantes, sobretudo com relação à repetência, por isso nós escolhemos o ensino fundamental, uma vez que na educação infantil, consoante o artigo 31 da Lei das Diretrizes e Bases da Educação (LDB) brasileira, a avaliação é feita sem o objetivo de promover, mesmo para o acesso ao ensino fundamental, já que este nível educacional, de acordo com o artigo 29, tem por finalidade complementar a ação da família e da comunidade no desenvolvimento integral da criança em seus aspectos físico, psicológico, intelectual e social. Até o ano de

---

<sup>41</sup> Nossos dados apontam que em quase 40% dos domicílios com acesso a saneamento esse acesso se dá através de fossas sépticas. Esse percentual cai para poço mais de 27% quando considerarmos apenas as fossas sépticas não ligadas à rede coletora de esgoto ou pluvial.

2005 a LDB determinava que o ensino fundamental teria duração mínima de oito anos, porém, a Lei nº 11.274, de 6 de fevereiro de 2006 ampliou a duração do mesmo e a partir do ano de 2007 ele passou a ter nove anos. Diante disso, foi necessário dividirmos a nossa amostra de crianças em duas coortes de idade, uma para os anos de 1995, 1999 e 2003 e outra para os anos de 2007 e 2011, e, para construirmos a relação idade/série adequada, apresentada na Tabela 8 no Apêndice, selecionarmos nas PNADs além das variáveis idade e série que frequenta, a variável duração do ensino fundamental, a qual precisou ser criada para os dados referentes a anos anteriores ao ano de 2007 apenas para registro de que nesse período o ensino fundamental era composto por oito anos.

Na dimensão educação elencamos ainda as variáveis: frequência à creche e pré-escola e frequência à escola. Pedagogos, psicólogos, psicopedagogos e neurologistas afirmam que é nos cinco primeiros anos de vida de uma pessoa que ocorre o maior desenvolvimento do seu cérebro, tendo em vista isso, sendo esta uma fase decisiva para a sua capacidade cognitiva, é necessário que neste período lhe sejam ofertadas oportunidades e estímulos que possibilitem desenvolver as suas aptidões.

Buscando avaliar o impacto de políticas públicas educacionais específicas sobre o desempenho escolar dos alunos da rede pública de ensino Fernandes et al. (2014) afirmam que o desenvolvimento cognitivo e emocional nos primeiros seis anos de vida é responsável por grande parte das desvantagens sofridas por estudantes oriundos de famílias economicamente desfavorecidas. Diante do exposto, frequentar creche e pré-escola se coloca como uma oportunidade para as crianças, haja vista que isso confere a elas, quando adultas, um potencial para melhor alcançarem os resultados de sua escolha.

Barros et al. (2009) se mostraram interessados em fazer da educação pré-escolar uma variável de oportunidade, porém isso não foi possível em razão da ausência de dados para vários países, já que em seu trabalho eles promoveram uma comparação entre 19 países da América Latina e Caribe. Na mensuração dessa variável nós consideramos as crianças com idade correspondente à educação infantil, ou seja, 0 a 5 anos, mesmo para o período de 2001 a 2006, quando a faixa etária da educação infantil era de 0 a 6 anos, uma vez que ainda não havia ocorrido a transferência da última série desta para o ensino fundamental, correspondente ao processo de ampliação deste nível educacional.

Para a representação da frequência à escola, por sua vez, nós tomamos o ensino fundamental como um todo e não apenas o segundo ciclo do mesmo, conforme fizeram Vega et al. (2010); Barros et al. (2009); e Suliano, Miro e Jesus Filho (2014), visto que, diferentemente destes, avaliamos a idade escolar adequada considerando todo o ensino fundamental e não apenas um determinado ano de estudo ou série, embora tenhamos adotado para esta apenas uma das suas duas possíveis faixas etárias, a qual corresponde ao ensino

fundamental de nove anos, isto é, 6 a 14 anos, como forma de estabelecer um contínuo com relação à variável frequência à creche e pré-escola.

De acordo com Vega et al. (2010); Barros et al. (2009), o objetivo da variável de frequência escolar é fornecer uma taxa que independa da série ou ano de estudo, isto é, uma taxa de frequência bruta, mediante a qual se possa equilibrar, em razão da ocorrência de progressões automáticas dos alunos - o potencial de comparação entre os países. Portanto, ao incluirmos tal variável em nosso estudo, considerando que estamos lidando com um período de análise em que constam observações para as duas versões do ensino fundamental (com 8 e com 9 anos), nós estamos levando em conta não apenas a possível ocorrência de progressões automáticas - segundo as quais as promoções de um aluno de uma série, ou ano, menor para outra maior se dá sem que haja uma avaliação por parte dos professores quanto ao aproveitamento acadêmico do aluno - mas também a questão da data de corte para que a criança atinja a idade necessária para ser matriculada num dado ano de estudo ou série, a qual muitas vezes difere entre estados e entre municípios de um mesmo estado, sendo, portanto, discricionária.

A coleta de informações junto aos bancos de microdados das PNADs para as variáveis por nós selecionadas e os cinco anos requeridos nos rendeu, após tratamento geral dos dados, uma base composta por 338.146 observações, as quais, com as devidas ponderações, representam um total de 161.213.024 observações sobre brasileiros com idade entre 0 e 12 anos<sup>42</sup>.

A Tabela 1 apresenta, para cada oportunidade, o número total de observações que, mediante tratamentos específicos, foram empregadas nos cálculos dos seus respectivos Índices de Oportunidade Humana, bem como o quantitativo médio de observações por uma combinação de unidade federativa e ano:

Tabela 1: Quantidade de observações aptas a serem utilizadas no cálculo de cada IOH

Oportunidade	Nº de Total de Observações	Média de Observações Utilizadas por UF e Ano
Acesso à Água Canalizada	337.406	2.499
Acesso à Saneamento Básico	305.580	2.263
Acesso à Coleta de Lixo	337.403	2.499
Acesso à Eletricidade	337.399	2.499
Frequência à Creche e Pré-Escola	146.962	1.088
Frequência à Escola	191.103	1.415
Idade Escolar Adequada	159.477	1.181

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs.

<sup>42</sup> Até esse ponto somente as variáveis que representam as oportunidades não foram tratadas, especificamente com relação à exclusão dos *missings*, haja vista isso poderia representar perda de observações relativas à outros serviços básicos. A retirada dos *missings* de cada uma das variáveis de oportunidade foi feita individualmente apenas no momento do cálculo dos seus próprios IOHs para cada unidade federativa e ano.

Na Tabela 2 são exibidas as estatísticas descritivas das variáveis de circunstância. A partir delas é possível perceber que as variáveis de circunstância que são categóricas (o gênero e a etnia das crianças, bem como a presença, ou não, da mãe no domicílio, a situação censitária, a área censitária e o gênero e a etnia da pessoa de referência no domicílio da criança) se relacionam de forma pouquíssimo discrepante com as variáveis de circunstância que são contínuas. A exceção, contudo, fica por conta da variável que mensura a média entre os anos de estudo da pessoa de referência e de seu cônjuge (*medescresp*), que é 42% maior quando se consideram crianças de etnia branca, 55% superior quando a mãe da criança mora no domicílio, 54% mais elevada quando a criança reside em uma região metropolitana, 39% mais alta quando a pessoa de referência é de etnia branca, e, de forma mais expressiva, 105% maior quando o domicílio da criança está localizado numa zona urbana. Numa escala menor temos ainda que a variável *medescresp* é 15% inferior quando a pessoa de referência é do sexo masculino e quanto à sua associação com o gênero da criança, temos que a diferença é irrelevante. Caberá, portanto, ao Índice de Oportunidade Humana demonstrar se esses hiatos têm repercussões sobre o acesso a serviços básicos por parte das crianças.

Apresentando as estatísticas descritivas referentes ao confronto das variáveis de oportunidade com as variáveis de circunstância não-categóricas a Tabela 3 evidencia que ao acesso a quaisquer dos serviços básicos elencados correspondem os menores valores para as variáveis que expressam o número de moradores e o número de crianças (*nmorad* e *ncrian*, respectivamente) e os maiores valores para as demais variáveis, cumprindo destacar que a correspondência entre acesso aos serviços e maior diferença entre os anos de estudo da pessoa de referência e de seu cônjuge (*difescresp*) pode estar sendo guiada pela associação do acesso com maiores valores para a variável *medescresp*, variável esta que, corroborando o que se pode inferir a partir da Tabela 2, exibe significativos hiatos, estando os seus menores valores vinculados à falta de acesso às oportunidades. Esses hiatos atingem níveis elevadíssimos nos casos dos acessos à água, coleta de lixo, eletricidade e escola, respectivamente de 115%, 101%, 162% e 95%; e são da ordem de 50%, 30% e 53% quanto aos acessos a saneamento, creche e pré-escola e idade escolar adequada.

Por sua vez, a Tabela 4 mostra que entre as variáveis circunstância que são dicotômicas apenas as categorias da característica gênero da criança quase não apresentam disparidades entre si tanto com relação ao acesso quanto ao não-acesso às oportunidades. A dessemelhança mais considerável ocorre quanto à oportunidade idade escolar adequada, onde o não acesso por parte das crianças do sexo feminino é 6 pontos percentuais menos do que para as crianças do sexo masculino. Quanto à etnia, observa-se que os percentuais de crianças

que não têm acesso a cada um dos serviços básicos - com exceção das oportunidades acesso à eletricidade, escola e creche e pré-escola, nas quais se observa um equilíbrio, já que as dessemelhanças entre as suas respectivas categorias sequer alcançam 4 pontos percentuais - são maiores entre as crianças não-brancas, estando distantes dos percentuais verificados para as crianças brancas numa escala que varia de 10 a 15 pontos percentuais. As diferenças também são pouco representativas quanto aos subgrupos da circunstância presença da mãe, as quais - exceto pelo acesso à idade escolar adequada, onde o não acesso por parte das crianças cujas mães não residem no mesmo domicílio que elas supera em 10 pontos percentuais o não acesso por parte das crianças que moram com as suas mães - estão compreendidas no intervalo de 0,5 a aproximadamente 7 pontos percentuais.

O fato de a criança residir numa região metropolitana ou não tem repercussões mais consideráveis visto que o não acesso às oportunidades visto que o primeiro caso apresenta resultados superiores ao segundo numa escala que vai de 18 pontos percentuais a quase 29, excluídos os não acessos à eletricidade, escola, creche e pré-escola e idade escolar adequada, cujos desequilíbrios variam entre aproximadamente 2 e 9 pontos percentuais. As maiores disparidade encontradas dizem respeito ao não acesso à coleta de lixo entre as crianças que residem na zona urbana e as que residem na zona rural, tendo esta atingido quase 63 pontos percentuais. Para essa mesma variável de circunstância a discrepância só foi baixa no não acesso à escola, a qual somou 5 pontos percentuais. Para os demais serviços a escala ficou entre 14 e 39 pontos.

Por fim, tanto o gênero quanto a etnia da pessoa de referência do domicílio da criança apresentaram hiatos não tão expressivos entre as suas respectivas categorias com relação ao não acesso às oportunidades, tendo o diferencial entre as crianças cujas pessoas de referência são do sexo feminino sido superior, dentro de um intervalo que vai de 0,8 pontos percentuais, caso da idade escolar adequada, a cerca de 15 pontos, situação da coleta de lixo, com relação às do sexo masculino. Quanto ao comparativo criança com pessoa de referência não branca e criança com pessoa de referência branca a discrepância se situa num intervalo que vai de pouco menos de 2 pontos percentuais positivos, referentes ao não acesso à creche e pré-escola e ao não acesso à escola, a 14 pontos, correspondentes ao não acesso à idade escolar adequada.

Tabela 2: Estatística Descritiva das Variáveis de Circunstância

	Freq.	% das Obs.	logrenpcdef		nmorad		ncrian		medescresp		difescresp	
			Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
<b>Menina</b>	165.672	48,99	4,865	3,239	4,836	1,686	2,371	1,418	5,966	3,971	2,42	2,493
<b>Menino</b>	172.474	51,01	4,867	3,243	4,823	1,678	2,359	1,408	5,971	3,965	2,408	2,489
<b>Não-Branca</b>	179.239	53,01	4,562	3,22	5,116	1,822	2,556	1,515	4,982	3,647	2,455	2,518
<b>Branca</b>	158.907	46,99	5,209	3,231	4,505	1,442	2,15	1,254	7,081	4,02	2,368	2,46
<b>Mãe Ausente</b>	19.492	5,76	4,976	3,543	5,03	1,9	2,232	1,395	3,926	3,564	2,268	2,604
<b>Mãe Presente</b>	318.654	94,24	4,859	3,222	4,817	1,667	2,273	1,414	6,093	3,957	2,423	2,484
<b>Região Não-Metropolitana</b>	154.947	45,82	4,478	3,076	5,093	1,846	2,543	1,538	4,611	3,665	2,35	2,473
<b>Região Metropolitana</b>	183.199	54,18	5,194	3,34	4,606	1,494	2,214	1,279	7,117	3,85	2,468	2,505
<b>Rural</b>	71.310	21,09	4,271	3,522	5,453	2,001	2,755	1,636	3,260	2,878	2,077	2,303
<b>Urbano</b>	266.836	78,91	5,025	3,143	4,662	1,544	2,261	1,328	6,692	3,905	2,504	2,532
<b>refsexo Feminino</b>	25.702	7,6	5,187	3,697	4,679	1,572	2,207	1,293	6,976	3,861	2,815	2,808
<b>refsexo Masculino</b>	312.444	92,4	4,839	3,199	4,841	1,69	2,378	1,422	5,886	3,965	2,381	2,461
<b>refraca Não-Branca</b>	192.349	56,88	4,599	3,231	5,05	1,806	2,522	1,504	5,112	3,702	2,449	2,523
<b>refraca Branca</b>	145.797	43,12	5,217	3,221	4,537	1,452	2,158	1,253	7,098	4,023	2,367	2,448

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs.

Tabela 3: Associação das Estatísticas Descritivas das Variáveis de Oportunidade com as Variáveis de Circunstância Não Dicotômicas

	Freq.	% das Obs.	logrenpdef		nmorad		ncrian		medescresp		difescresp	
			Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
<b>Sem Acesso à Água</b>	58.440	17,32	4,112	3,386	5,617	2,035	2,944	1,706	3,06	2,9	2,079	2,252
<b>Com Acesso à Água</b>	278.966	82,68	5,024	3,187	4,664	1,548	2,243	1,312	6,579	3,89	2,484	2,532
<b>Sem Acesso à Saneamento</b>	108.288	35,44	4,482	2,91	5,042	1,774	2,537	1,494	4,761	3,416	2,457	2,48
<b>Com Acesso à Saneamento</b>	197.292	64,56	5,216	3,313	4,566	1,48	2,167	1,259	7,168	3,911	2,466	2,534
<b>Sem Acesso à Coleta de Lixo</b>	76.954	22,81	4,257	3,396	5,46	1,982	2,792	1,657	3,348	2,961	2,126	2,305
<b>Com Acesso à Coleta de Lixo</b>	260.499	77,19	5,046	3,171	4,642	1,534	2,238	1,306	6,744	3,895	2,498	2,537
<b>Sem Acesso à Eletricidade</b>	17.545	5,2	4,054	3,792	5,928	2,163	3,126	1,831	2,35	2,611	1,704	1,986
<b>Com Acesso à Eletricidade</b>	319.854	94,8	4,91	3,202	4,768	1,63	2,323	1,374	6,168	3,934	2,453	2,51
<b>Sem Acesso à Creche e Pré-Escola</b>	105.369	71,7	4,639	2,972	4,587	1,698	2,408	1,456	5,761	3,741	2,374	2,406
<b>Com Acesso à Creche e Pré-Escola</b>	41.593	28,3	5,219	3,413	4,396	1,454	2,184	1,284	7,505	4,12	2,468	2,553
<b>Sem Acesso à Escola</b>	9.165	4,8	4,22	3,19	5,929	2,089	3,018	1,774	3,016	2,898	1,916	2,2
<b>Com Acesso à Escola</b>	181.938	95,2	4,949	3,339	5,013	1,647	2,349	1,385	5,886	3,979	2,45	2,536
<b>Sem Idade Escolar Adequada</b>	64.688	40,56	4,66	3,889	5,453	1,831	2,538	1,508	4,466	3,55	2,345	2,466
<b>Com Idade Escolar Adequada</b>	94.789	59,44	5,165	3,3	4,731	1,427	2,199	1,255	6,853	3,954	2,536	2,595

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs.

Tabela 4: Associação das Estatísticas Descritivas das Variáveis de Oportunidade com as Variáveis de Circunstância Dicotômicas

	sexo		raca		presmae		metrop		area		refsexo		refraca	
	F	M	Não-Branca	Branca	Não	Sim	Não	Sim	Rural	Urbano	F	M	Não-Branca	Branca
<b>Sem Acesso à Água</b>	28.303	30.137	41.717	16.723	3.857	54.583	42.153	16.287	32.083	26.357	2.127	56.313	43.192	15.248
<b>Com Acesso à Água</b>	137.015	141.951	137.074	141.892	15.610	263.356	112.474	166.492	39.069	239.897	23.484	255.482	148.693	130.273
<b>Sem Acesso à Saneamento</b>	52.943	55.345	65.008	43.280	7.103	101.185	64.692	43.596	34.351	73.937	5.759	102.529	68.772	39.516
<b>Com Acesso à Saneamento</b>	96.918	100.374	90.565	106.727	10.405	186.887	64.706	132.586	16.328	180.964	18.814	178.478	99.176	98.116
<b>Sem Acesso à Coleta de Lixo</b>	37.382	39.572	49.996	26.958	5.032	71.922	59.487	17.467	51.424	25.530	2.298	74.656	51.936	25.018
<b>Com Acesso à Coleta de Lixo</b>	127.935	132.514	128.794	131.655	14.435	246.014	95.138	165.311	19.728	240.721	23.313	237.136	139.949	120.500
<b>Sem Acesso à Eletricidade</b>	8.435	9.110	12.396	5.149	1.110	16.435	15.319	2.226	13.817	3.728	250	17.295	12.679	4.866
<b>Com Acesso à Eletricidade</b>	156.880	162.974	166.392	153.462	18.357	301.497	139.306	180.548	57.335	262.519	25.361	294.493	179.204	140.650
<b>Sem Acesso à Creche e Pré-Escola</b>	51.316	54.053	53.654	51.715	4.108	101.261	49.907	55.462	25.157	80.212	6.840	98.529	60.432	44.937
<b>Com Acesso à Creche e Pré-Escola</b>	20.672	20.921	20.633	20.960	2.177	39.416	16.354	25.239	5.241	36.352	3.856	37.737	22.917	18.676
<b>Sem Acesso à Escola</b>	4.132	5.033	6.011	3.154	841	8.324	5.171	3.994	3.570	5.595	477	8.688	6.078	3.087
<b>Com Acesso à Escola</b>	89.516	92.422	98.911	83.027	12.362	169.576	83.485	98.453	37.327	144.611	14.529	167.409	102.887	79.051
<b>Sem Idade Escolar Adequada</b>	29.295	35.393	41.186	23.502	5.450	59.238	32.815	31.873	17.252	47.436	5.212	59.476	42.049	22.639
<b>Com Idade Escolar Adequada</b>	49.250	45.539	45.415	49.374	5.392	89.397	40.426	54.363	15.534	79.255	7.874	86.915	47.963	46.826

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs.

## 5.2 A ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA: VARIÁVEIS PRINCIPAIS E VARIÁVEIS DE CONTROLE

Para a análise de convergência, além de utilizarmos os IOHs e de coletarmos dados sobre os Produtos Internos Brutos (PIBs) de cada unidade federativa, construímos outras variáveis com o uso dos microdados da PNAD, e para isso levamos em consideração em cada Pesquisa apenas as observações relativas aos domicílios onde havia crianças residentes, haja vista o nosso objetivo de relacionar o crescimento da renda familiar *per capita* média com o Índice de Oportunidade Humana, o qual, como foi dito, concentra sobre as crianças a análise das desigualdades de oportunidades. A construção e/ou coleta das supracitadas variáveis se deu para o primeiro ano de cada um dos cinco quadriênios estudados (1995-1998, 1999-2002, 2003-2006, 2007-2010 e 2011-2014), à exceção da taxa de crescimento da renda familiar *per capita* média, que foi construída para cada um dos quadriênios. Nesse sentido, o uso da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios nos impôs uma limitação, pois diante da não disponibilidade de dados para o ano de 2010, devido à não realização da Pesquisa em anos de Censo, conforme já citado, tivemos de abreviar o quarto período de análise, correspondente ao segundo mandato do Presidente Luiz Inácio Lula da Silva, e tomá-lo como um triênio (2007-2009) e não mais um quadriênio.

O Quadro 3, que se encontra no Apêndice, apresenta uma versão consolidada das variáveis principais que serão utilizadas na análise de convergência. Entre as variáveis nele descritas cabe fazemos menção à Renda Real Mensal Familiar *per capita* Média, cuja criação foi estruturada sob as mesmas variáveis e o mesmo deflator empregados na variável Renda Real Mensal Familiar *per capita*, construída para o cálculo do IOH. Quanto à Taxa de Crescimento da Renda Real Mensal Familiar *per capita* Média, deve-se enfatizar que, pelos motivos já expostos, a taxa de crescimento pertinente ao período 2007-2010 está sendo representada em nossa base de dados pela taxa correspondente ao período 2007-2009.

As variáveis de controle, por seu turno, são detalhadas no Quadro 4, no Apêndice. Nele, assim como no quadro anterior, incluímos, entre outras coisas, os códigos das variáveis da PNAD que foram utilizadas na sua construção dos controles (quando foi o caso).

Iniciamos pela variável PIB real *per capita*, a qual tem como origem uma série do IBGE disponibilizada pelo Ipeadata que nos fornece dados em reais do ano de 2010. O uso de tal variável tem como finalidade estabelecer um controle dos resultados da análise de

convergência para os efeitos causados pelos níveis de atividade econômica e de riqueza de cada unidade federativa.

Em seguida tratamos das variáveis Média de Anos no Trabalho e Anos Médios de Estudo da População, com as quais buscamos constituir *proxies* para o capital humano, o qual segundo Sullivan e Sheffrin (2003) é o conjunto de capacidades, conhecimentos e competências que favorecem a realização de trabalho de modo a produzir valor econômico e que são adquiridos por um trabalhador não apenas por meio da educação, mas também pela experiência. Como destacam Barro e Lee (2001), um dos problemas com as *proxies* para capital humano é que dificilmente elas consideram a capacitação dos indivíduos no trabalho, isto é, vão além da educação formal e captam também as habilidades e experiências obtidas após esta, por isso construímos as duas variáveis acima citadas, sendo a primeira delas tomada como uma medida da experiência dos trabalhadores.

A variável Proporção de Homens da População visa apreender os efeitos das desigualdades de gênero, os quais estão associados, principalmente, à educação e mercado de trabalho. Menezes e Azzoni (2006), por exemplo, ao analisarem os diferenciais de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras pela ótica regional - buscando identificar se, além do capital humano, o diferencial de custo de vida e as características regionais não teriam também um papel na sua explicação – fizeram uso de tal variável como controle.

Seguindo Silveira Neto e Azzoni (2011), que utilizaram a renda do trabalho como controle para a influência das transferências governamentais na redução da desigualdade da renda *per capita* regional brasileira entre 1995 e 2005, nós empregamos para tal a variável Participação da Renda do Trabalho no Rendimento Total. Valendo-nos do fato de a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios fornecer o desmembramento da renda em cinco diferentes origens (rendimento do trabalho; segurança social e pensões; juros, dividendos e outros rendimentos; receita de aluguel e doações), estando as transferências governamentais inseridas no grupo dividendos e outros rendimentos, nós construímos a variável acima referida dividindo, portanto, a renda do grupo rendimento do trabalho pela renda correspondente ao rendimento de todas as fontes em conjunto.

As quatro variáveis subsequentes denotam a composição setorial dos empregos, são elas as Participações dos Setores Agropecuário, Industrial, de Construção Civil, e de Comércio e Serviços no Total de Pessoas Empregadas. Além desses ramos/grupamentos de atividades consideramos também a Administração Pública, a qual foi omitida no intuito de evitar problemas de colinearidade. Desse modo, os coeficientes das Participações devem ser interpretados como sendo em relação à administração pública. Vale ressaltar, ainda, que as categorias outras atividades e atividades mal definidas ou não declaradas – ambas pertencentes aos grupos de atividades expostos pela variável da PNAD utilizada para a

construção das composições setoriais dos empregos - compuseram, juntamente com outros grupos, o setor comércio e serviços. O propósito da construção de tais variáveis foi o de, semelhantemente a Barro e Sala-i-Martin (1991) e Partridge (1997), separar os efeitos de mudanças de pesos setoriais nas economias das unidades federativas, efeitos estes oriundos dos diferenciais de geração de valor adicionado entre os setores e, conseqüentemente, de remuneração do fator trabalho.

Através da variável Taxa de Urbanização inserimos na análise um controle para a estrutura espacial econômica disponível, em concordância com a referência feita por Persson e Tabellini (1994). De acordo com a Nova Geografia Econômica, cuja síntese teórica mais aprimorada é atribuída a Fujita, Krugman e Vanables (1999), a taxa de urbanização se configura numa *proxy* para economias de aglomeração, as quais se traduzem em efeitos de proximidade, coordenação e interação.

Por fim, utilizamos a Participação na População Economicamente Ativa como forma de estabelecer um controle para a parcela detida por cada unidade federativa brasileira do potencial de mão de obra com o qual cada pode contar o setor produtivo do país em cada ano; e os índices de Gini, Theil-T e Theil-L, enquanto medidas gerais de desigualdade, para comporem modelos de referência, assim como fizeram Marrero e Rodríguez (2013).

Na Tabela 5 são apresentadas as estatísticas descritivas de todas as variáveis (principais e de controle) aplicadas na análise de convergência. 2,19 1,45 1,98 3,1 1,98 1,98

Tabela 5: Estatística Descritiva das Variáveis Utilizadas na Análise de Convergência

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mín	Max
tx_cresc	135	0,080	0,142	-0,388	0,468
logrendpc	135	5,175	0,357	4,387	6,190
ioh	135	62,084	9,592	37,777	83,908
pibpc	135	14162,11	9298,35	4657,49	58914,54
exper	135	6,966	1,201	4,823	10,759
estud	135	4,420	0,827	2,500	6,566
hom	135	0,485	0,010	0,457	0,536
wtrab	135	0,893	0,054	0,758	0,979
agropec	135	0,249	0,138	0,012	0,605
indust	135	0,112	0,048	0,027	0,238
constru	135	0,071	0,019	0,024	0,134
serv	135	0,506	0,097	0,298	0,752
urban	135	0,794	0,133	0,427	1
pea	135	0,037	0,042	0,001	0,207
gini	135	0,552	0,042	0,436	0,651
theil_t	135	0,623	0,116	0,369	0,966
theil_l	135	0,480	0,082	0,306	0,714

Fonte: Elaboração Própria

As menores taxas de crescimento da renda real mensal familiar *per capita* média em cada ano são todas negativas e pertencentes aos estados da região Norte e Nordeste do Brasil: Roraima em 1995 (a menor entre todas as taxas de todos os anos), 1999 e 2011; Acre em 2003 e Paraíba em 2007. Aos estados da região também competem algumas das maiores taxas de crescimento, como nos casos de Rondônia em 2007 e do Amapá em 2011. No ano de 1995 a maior taxa de crescimento fica por conta do estado de Goiás e nos anos de 1999 e 2003 os estados nordestinos do Piauí e do Rio Grande do Norte foram, respectivamente, os detentores das taxas mais elevadas (a taxa de crescimento verificada no estado do Piauí no ano de 1995 foi a maior entre todas as taxas de todos os anos). Os hiatos, por sua vez, atingem, em escala decimal, 0,581; 0,841; 0,423; 0,327 e 0,519 em 1995, 1998, 2003, 2007 e 2011, nessa ordem.

Quanto ao Índice de Oportunidade Humana, seus valores mais diminutos pertencem aos estados do Piauí, em 1995 (o menor entre todos os montantes alcançados pelo índice), 1999 e 2003; e do Acre, em 2007 e 2011. Já o estado de São Paulo, nos anos de 1995, 2003, 2007 e 2011 (ano em que se observa o maior entre todos os montantes); e o Distrito Federal, no ano de 1999, respondem pelos IOHs que são superiores a todos os outros em cada ano. As discrepâncias entre os maiores e os menores valores de IOH em cada ano correspondem, em pontos percentuais, a 33,35; 29,31; 34,034; 32,594 e 31,082, nessa ordem.

Como esperado o maior PIB *per capita* está associado ao Distrito Federal, sendo ele detentor dos valores mais elevados em todos os anos em estudo. Enquanto isso os menores valores dizem respeito aos estados do Nordeste do país, em 1995, 2007 e 2011 com o Piauí, e em 1999 e 2003 com o Maranhão.

Outro resultado aguardado diz respeito às médias de anos de estudo mais reduzidas serem originárias dos estados da região Nordeste: Maranhão em 1995, Piauí em 1999, e Alagoas em 2003, 2007 e 2011. Além disso, as médias que são superiores em cada ano dizem todas respeito ao Distrito Federal.

Aproximadamente 97,04% das observações constantes em nossos dados apontam para mais um fato previsível, o de que o quantitativo de homens é inferior ao de mulheres. Além disso, verifica-se que a renda do trabalho tem uma enorme participação na renda de todas as fontes, superando todas as outras origens em conjunto, sendo menor do que 85% apenas em cerca de 20,74% dos casos. A taxa de urbanização, por seu turno, está acima dos 70% em pouco mais de 76,29% das observações que compõem a nossa base de dados.

Corroborando o constatado quando se analisa a participação dos setores produtivos no PIB brasileiro, a base de dados por nós utilizada revela que o setor de comércio e serviços apresenta os maiores valores mínimo e máximo de participação no total de empregos. Em

aproximadamente 86,7% de nossas observações o percentual de empregos no setor de comércio e serviços é maior do que os percentuais de todos os outros setores, e nos outros 13,3% ele só não é maior do que o percentual de empregos no setor agropecuário. As menores participações do setor agropecuário ficam por conta do Distrito Federal nos anos de 1995, 1999, 2003 e 2007 e do estado do Rio de Janeiro no ano de 2011; as maiores participações, por sua vez, dizem respeito ao Maranhão nos anos de 1995, 1999 e 2011 e ao estado do Piauí nos anos de 2003 e 2007.

Quanto ao setor industrial couberam ao Maranhão em 1995 e 2011, ao Acre em 1999, a Roraima em 2003 e ao Distrito Federal em 2007 as mais diminutas parcelas no total de empregos em cada ano; e aos estados de Santa Catarina, nos anos de 1999, 2003, 2007 e 2011, e São Paulo em 1995, as mais elevadas. Na construção civil o Maranhão, em 1995 e 1999, o Piauí em 2003, Alagoas em 2007 e o Acre em 2011 respondem pelas proporções de empregos mais reduzidas no setor; ao passo que a Roraima, em 1995, ao Rio Grande do Norte, em 1999, ao Amapá, em 2003 e 2007, e a Rondônia, em 2011, correspondem as frações mais amplas. Por fim, o estado do Maranhão, nos anos de 1995 e 2011, e o estado do Piauí, nos anos de 1999, 2003 e 2007, são responsáveis pelas menores porções de empregos no setor de comércio e serviços, enquanto o Distrito Federal, em 1995, 2003, 2007 e 2011, e o Rio de Janeiro, em 1999, são detentores das mais elevadas.

No que tange à população economicamente ativa as parcelas mais ínfimas de sua composição em cada ano foram todas obtidas pelo estado de Roraima, sendo a menor delas registrada no ano de 1995, ao passo que as parcelas mais expressivas pertencem ao estado de São Paulo, com a mais elevada entre elas correspondendo ao ano de 2011.

Finalmente, os menores índices de desigualdade da renda real mensal familiar *per capita* (Gini, Theil-T e Theil-L) foram, de maneira geral, obtidos pelo estado de Santa Catarina – competindo a este o menor entre os Índices Theil-T, o qual foi registrado em 2011. As exceções ficam por conta do Gini de 1995 - o menor entre todos os Índices de Gini -, dos Índices Theil-T de 1995 e 1999 e do Theil-L de 1995 – o mais baixo entre os Índices de Theil-L, todos pertencente a Roraima; e do Theil-L de 1999, pertinente ao Amazonas. Os valores mais elevados dos índices, por sua vez, ficam a cargo do Distrito Federal e os estados do Acre, Tocantins – ao qual compete o Theil-T mais elevado, que respeita ao ano de 1995, Paraíba – responsável pelo maior entre os Índices de Gini e pelo mais alto entre os Índices Theil-L, ambos assinalados no ano de 1999; Alagoas e Piauí, com este último figurando como o maior Theil-L em 2003 e o estado de Alagoas como o mais elevado Theil-L de 1995 e o maior Theil-T do ano de 2007.

## 6 RESULTADOS

Na presente seção serão expostos os resultados alcançados pelo nosso trabalho. O intuito aqui é atender aos objetivos do estudo, para tanto, a seção é dividida em duas subseções: a primeira destinada à apresentação da análise do Índice de Oportunidade Humana calculado para cada unidade federativa nos anos iniciais dos cinco quadriênios compreendidos entre o período de 1995 a 2014; e a segunda voltada para a verificação da hipótese de convergência da renda real mensal familiar *per capita* média das unidades federativas brasileiras no período em análise e para o exame da relevância das desigualdades de oportunidades na explicação do processo.

### 6.1 O EXAME DO ÍNDICE DE OPORTUNIDADE HUMANA E DE SEUS COMPONENTES

Observa-se no Gráfico 1, no Apêndice, que o Índice de Oportunidade Humana aumentou durante todos os anos no estado do Tocantins; na região Nordeste do Brasil, exceto pelos estados do Maranhão, Alagoas e Sergipe; no Sudeste do país, salvo o estado do Rio de Janeiro; nos estados do Paraná e do Rio Grande do Sul; e na região Centro-Oeste, exceto o estado do Mato Grosso. Apenas nos estados do Rio Grande do Norte, Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Paraná e Distrito Federal essa evolução positiva do IOH se deveu tanto à taxa de cobertura quanto ao índice de dissimilaridade, posto que nestas unidades federativas houve, simultaneamente, um aumento na disponibilidade dos serviços básicos como um todo e uma diminuição na dessemelhança quanto ao acesso aos mesmos – esses comportamentos vão ao encontro do exposto por Dill e Gonçalves (2011) para o Brasil como um todo. Nos demais estados verifica-se que o aumento nos níveis de dissimilaridade ocorrido no ano de 2003 fez com que a elevação do Índice de Oportunidade Humana fosse um reflexo tão somente da ampliação das taxas de cobertura (no estado da Paraíba isso aconteceu no ano de 2011 e nos estados do Tocantins e do Ceará essa situação ocorreu não apenas no ano de 2003, mas também nos anos de 1999 e 2011, respectivamente).

A média de crescimento do IOH entre estas unidades federativas foi próxima a 16,53 pontos percentuais<sup>43</sup>, como pode ser constatado na Tabela 9, no Apêndice, com destaque para os estados do Piauí, Rio Grande do Norte, Pernambuco, Bahia, Goiás e Tocantins, que foram os únicos cujos acréscimos se deram acima da média – conforme antecipado por Cavalcanti e Ramos (2016) com relação à região Nordeste: 25,38; 23,42; 20,23; 19,71; 19,25 e 17,48 pontos percentuais, nessa ordem. Ressalte-se, contudo, que afora o estado de Goiás, todos os outros partem de IOHs iniciais (referentes ao ano de 1995) inferiores a 50%, o que não se dá com as unidades federativas que cresceram abaixo da média, a exemplo de São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul e Distrito Federal, cujos Índices de Oportunidade Humana no ano de 1995 foram, de modo respectivo, 71,73%, 60,15%, 67,17% e 69,58% – a exceção ficou por conta da Paraíba, que apresentou um IOH inicial de 49,6%.

O ano de 2007 foi o ano no qual os Índices de Oportunidade Humana decresceram no maior número de estados. Esses foram os casos dos estados da região Norte, excluídos o Tocantins e o Amapá; do Rio de Janeiro, de Santa Catarina e do Mato Grosso. Entretanto, apenas em Roraima e em Santa Catarina o resultado acima descrito não se deveu à combinação entre declínio das taxas de cobertura e ascensão das desigualdades em sua distribuição, e sim apenas ao primeiro componente.

Em 2003 houve redução dos IOHs nos estados de Rondônia, Alagoas, Maranhão, e Sergipe – nos dois primeiros em razão da associação entre queda das taxas de cobertura e ascendência dos níveis de dissimilaridade, e nos dois últimos devido tão somente ao aumento da dissimilaridade. Por fim, temos a diminuição dos Índices de Oportunidade Humana ocorridas no ano de 2011 no Amapá e em Sergipe, decorrentes, em ambas as situações, do declínio da disponibilidade das oportunidades juntamente com a elevação das disparidades nela existentes.

Focando especificamente nos resultados extremos para cada ano verificamos, ainda na Tabela 9, que São Paulo e Distrito Federal são os detentores dos melhores resultados, tendo este último atingido os maiores IOH e taxa de cobertura do ano de 1999 e o primeiro alcançado tais resultados para os demais anos, pertencendo também a ele os menores níveis de dissimilaridade em todos os anos. Os piores indicadores, por sua vez, são registrados pelos estados do Norte e Nordeste brasileiros, ficando a cargo do Piauí os mais baixos Índices de Oportunidade Humana e escalas de disponibilidade das oportunidades, além dos mais altos graus de desigualdade na distribuição destas, nos anos de 1995, 1999 e 2003. Nos demais

---

<sup>43</sup> Ao longo dos dez anos estudados por Cavalcanti e Ramos (2016) o aumento observado foi de 8,3 pontos percentuais.

anos Acre e Pará foram os responsáveis pelos resultados mais desfavoráveis, embora a esse último compita unicamente a mais modesta taxa de cobertura do ano de 2007<sup>44</sup>.

Cotejando os valores máximos e mínimos dos IOHs para cada ano se constata que os hiatos entre eles apesar de serem de expressivas magnitudes - sendo o menor deles de 29,31 pontos percentuais, tendo sido alcançado no ano de 1999 -, vêm caindo, mesmo que de forma não tão expressiva – reforçando o que fora afirmado por Cavalcanti e Ramos (2016). Os hiatos relativos às taxas de cobertura e às dissimilaridades se comportam de forma análoga e explicam o ocorrido com os Índices de Oportunidade Humana, revelando diferenças consideráveis, que em suas menores amplitudes perfazem, respectivamente, 23,37 e 12,47 pontos percentuais nos anos de 1999 e 2011, e se reduzindo através de variações diminutas ao longo do período em estudo.

Voltando-nos para uma análise intrarregional notamos, também através da Tabela 9, que pertencem aos estados de Roraima e Rondônia os bons resultados em termos de IOHs e taxas de cobertura na região Norte, tendo a última unidade federativa obtido os mais elevados Índices de Oportunidade Humana e disponibilidade de oportunidades do ano de 1995, enquanto à primeira competem os mesmos resultados porém para os demais anos, além dos menores níveis de dessemelhança na distribuição das oportunidades dos anos de 1995 e 2011, que nos anos de 1999 e 2003 dizem respeito ao estado do Amazonas e no ano de 2007 ao Amapá. Os maus indicadores, por seu turno, ficam a cargo do Tocantins, que detém os mais baixos IOHs e taxas de cobertura dos anos de 1995, 1999 e 2003 e a mais elevada dissimilaridade desse último ano; do Acre, que alcançou os menores Índices de Oportunidade Humana dos anos de 2007 e 2011, a menor taxa de cobertura apenas desse ano derradeiro - já que em 2007 ela pertenceu ao estado do Pará - e os mais altos índices de dissimilaridade dos anos de 1995, 1999, 2007 e 2011.

No Nordeste os resultados positivos, ou seja, mais altos valores de IOH e de amplitude da disponibilidade dos serviços básicos, além das mais diminutas disparidades na distribuição desses serviços, correspondem aos estados de Sergipe, em 1995, 1999 e 2007, e ao Rio Grande do Norte nos outros anos. Já os resultados negativos, representados pela condição oposta do que foi acima descrito para cada variável, dizem respeito ao Piauí nos três primeiros anos e ao Maranhão nos dois anos seguintes.

Partindo para a região Sudeste temos que a superioridade nos dados é do estado de São Paulo para todas as medidas e todos os anos; enquanto que os dados mais desfavoráveis são

---

<sup>44</sup> Na análise de Dill e Gonçalves (2013) há a inserção do Rio de Janeiro entre os possuidores dos melhores resultados e com relação aos piores dados o Maranhão surge em lugar do Pará.

dos estados de Minas Gerais (IOHs de 1995 e 2007 e taxas de cobertura nos anos de 1995, 1999, 2007 e 2011), e Espírito Santo (IOHs de 1999, 2003 e 2011; taxa de cobertura do ano de 2003; e graus de dissimilaridade em todos os anos).

Os estados do Rio Grande do Sul, de Santa Catarina e do Paraná respondem no Sul do Brasil pelos mais favoráveis Índices de Oportunidade Humana e disponibilidades das oportunidades dos seguintes anos: 1995 e 1999; 2003 e 2011; e 2007, respectivamente. Quanto aos níveis mais auspiciosos de dessemelhança na distribuição das oportunidades os mesmos são do Rio Grande do Sul em 1995 e de Santa Catarina nos demais anos. São também os três estados citados que assumem os mais ínfimos valores das duas primeiras variáveis (menores IOHs no Paraná em 1995 e 2011, em Santa Catarina nos anos de 1999 e 2007, e no Rio Grande do Sul em 2003) e à exceção de Santa Catarina os mais altos níveis de dissimilaridade (no Paraná em 1995, 1999, 2007 e 2011, e no Rio Grande do Sul em 2003).

Na região Centro-Oeste os valores máximos de IOH e de taxa de cobertura para cada ano, bem como os mais reduzidos índices de dissimilaridade, são do Distrito Federal. As medidas mínimas da primeira variável, por outro lado, são dos estados do Mato Grosso do Sul em 2011 e do Mato Grosso nos anos anteriores; as da segunda variável são todas do Mato Grosso; e as mais altas magnitudes da terceira variável pertencem ao Mato Grosso nos anos de 1995, 1999, 2003 e 2007 e ao Mato Grosso do Sul em 2011.

Podemos afirmar que de maneira geral os hiatos entre os estados dentro de cada região caíram no decorrer do período. Na região Norte a partir do ano de 1999; no Nordeste e no Sudeste com uma mudança de tendência no ano de 2003; no Sul com dois picos de crescimento, nos anos de 2003 e 2011, o primeiro deles pouco expressivo e ambos os hiatos inferiores ao de 1995; e no Centro-Oeste com ligeiros aumentos entre 1999 e 2007, porém com uma queda abrupta em 2011. Isso é reflexo da elevação das taxas de cobertura, sobretudo no que diz respeito ao maior acréscimo ocorrido nas taxas mínimas, em comparação com as taxas máximas; e do decréscimo dos graus de dessemelhança na distribuição das oportunidades, em específico a mais proeminente redução dos níveis máximos de dissimilaridade quando comparados aos seus níveis mínimos.

Utilizando os dados da Tabela 9 para um comparativo inter-regional baseado na dicotomia Norte e Nordeste/ Sul, Sudeste e Centro-Oeste, a qual ainda persiste no Brasil, percebe-se que os hiatos entre a região Nordeste e as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste diminuíram no decorrer do período, ao passo que os hiatos entre estas últimas e a região Norte aumentaram. Na primeira situação temos a influência tanto do significativo crescimento da disponibilidade dos serviços básicos quanto da maior queda das disparidades na distribuição

destes serviços na região Nordeste relativamente às demais regiões – exceto pelos valores mínimos de dissimilaridade observados na região Centro-Oeste. O cenário seguinte reflete não apenas o menor crescimento da disponibilidade das oportunidades e a menor queda das disparidades na distribuição destas na região Norte, comparativamente às outras regiões, mas também a ocorrência de reduções do primeiro componente e elevações do segundo ao longo do período na região.

Através dos Gráficos 2, 3, 4, 5, 6 e 7 e da Tabela 9, todos no Apêndice, é possível verificar ainda os comportamentos dos Índices de Oportunidade Humana e de seus componentes para cada oportunidade separando-as conforme seus grupamentos (dimensão habitacional e dimensão educacional).

O Gráfico 2 evidencia que o acesso à eletricidade é a oportunidade habitacional com os maiores níveis de IOH em todas as unidades federativas e durante todos os anos, pois além da superioridade e regularidade de suas taxas de cobertura (vide Gráfico 3), que, confirmando o manifesto por Dill e Gonçalves (2013) e Cavalcanti e Ramos (2016), fazem com que este seja um serviço cujo acesso é praticamente universal - já que, conforme Tabela 9, 71% das observações retratam disponibilidades acima de 90% (destaque-se que a média entre as taxas de cobertura globais é de 67,74%) -, há também a inferioridade de seus índices de dissimilaridade, os quais, apesar de exibirem alguns perfis de indefinição de tendência, conquanto dentro de pequenas escalas de variação, além de alguns poucos casos de ligeira ascendência (Roraima e Paraná), são claramente descendentes em grande parte dos estados (Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul, Goiás e Distrito Federal)<sup>45</sup>. Em 91% das observações, segundo a Tabela 9, o nível de desigualdade na distribuição do acesso à eletricidade é menor que o nível médio de dissimilaridade global, que é em torno de 11%. Entre os dados que fogem aos dois comportamentos destacados pouco mais de 82% e 100%, respectivamente, pertencem a estados das regiões Norte e Nordeste.

O acesso à água surge na sequência como segunda oportunidade da dimensão habitacional com maiores Índices de Oportunidade Humana, corroborando o exposto por Dill e Gonçalves (2013). Não obstante nos estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (exceto pelo Mato Grosso) os seus dados de disponibilidade e dissimilaridade serem próximos, se não iguais, aos mesmos dados para o acesso à eletricidade, no geral, segundo os Gráficos 3 e 4, eles estão abaixo dos resultados relativos a este último serviço. Mesmo em meio a algumas

---

<sup>45</sup> Ver Gráfico 4.

flutuações, umas mais proeminentes do que outras, as taxas de cobertura relativas ao acesso à água têm evoluído no período. Os estados das regiões Sul e Sudeste do Brasil e o Distrito Federal destacam-se pelos elevados valores exibidos e pela constância, ou quase constância, dos mesmos ao longo do tempo. Quanto às disparidades que acometem a disponibilidade de água, percebe-se que elas flutuam sem dar qualquer sinal relevante do estabelecimento de uma trajetória padrão, seja ela ascendente ou descendente, exceto pelo Rio Grande do Norte, por Pernambuco, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Goiás, que exibem uma clara tendência declinante – com destaque para os baixíssimos graus de dissimilaridade dos três últimos estados. Vale salientar que em São Paulo e no Distrito Federal as oscilações verificadas se dão em faixas ínfimas.

As composições de dados relativos à disponibilidade e à dissimilaridade no acesso à água, as quais podem ser verificadas também na Tabela 9, apontam que em 63,7% das observações a dessemelhança na distribuição da oportunidade é inferior ao nível médio global, sendo a parcela que não se enquadra nesse perfil representada na íntegra pelos estados do Norte e Nordeste do Brasil em conjunto; ao mesmo tempo, 52,6% das observações dizem respeito a taxas de cobertura que são maiores que 80%, cabendo mais uma vez ao eixo Norte-Nordeste a quase totalidade (92,2%) dos dados de disponibilidade inferiores a esse percentual de comparação.

Em seguida temos os IOHs referentes aos acessos à coleta de lixo e a saneamento, nessa ordem. Ainda que o Gráfico 3 dê conta de que nos estados de Rondônia, Amapá, Alagoas e Mato Grosso há fortes oscilações que nos impedem de concluir pela existência de alguma tendência, no grosso a disponibilidade de saneamento se mostra em crescimento ou praticamente constante em níveis significativos, como são os casos do Rio de Janeiro, de São Paulo, e do Distrito Federal, e num grau um pouco menor dos estados de Minas Gerais, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Deve-se enfatizar ainda que em estados como o Tocantins, Alagoas, o Mato Grosso do Sul, o Mato Grosso e Goiás a quase totalidade dos resultados, quando não a totalidade, ficou abaixo da linha dos 50% de cobertura. O Gráfico 4, por seu turno, evidencia que a oscilação da dissimilaridade sem indicação de tendência é regra e não exceção, só se verificando alguma propensão à redução nos estados do Rio Grande do Norte, de São Paulo e do Paraná e à elevação nos estados do Maranhão e de Minas Gerais.

Com relação ao acesso à coleta de lixo, verifica-se que as taxas de cobertura do serviço seguem uma trajetória ascendente em todos os estados e no Distrito Federal, este último, por sinal, juntamente com os estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, é detentor de altas amplitudes de prestação do serviço, as quais se mantêm praticamente inalteradas. Num

patamar um pouco mais baixo estão os estados de Minas Gerais, Paraná e Rio Grande do Sul. Ficam evidentes também as abruptas quedas observadas nos estados de Sergipe, no ano de 2011, e Santa Catarina, em 2007. O comportamento das disparidades que acometem a disponibilidade do serviço, como mostrado no Gráfico 4, é o mesmo verificado para o acesso à coleta de lixo, ficando as exceções por conta do Amapá e do Ceará, que exibem uma trajetória de elevação, e do Rio Grande do Norte, de Minas Gerais, do Espírito Santo, do Rio de Janeiro, de São Paulo, do Paraná, de Goiás e do Distrito Federal, onde se verificam diminuições do indicador ao longo do tempo.

De acordo com a Tabela 9, entre as observações pertinentes à disponibilidade de coleta de lixo pouco mais de 64% assumem valores abaixo de 80%, enquanto que para saneamento esse percentual chega a em torno de 82%, destacando-se o fato de que as taxas de cobertura correspondentes a este último serviço estão aquém da taxa média de cobertura global (67,74%) em cerca de 70% dos seus dados. Assim como para as outras oportunidades as maiores representações nestas parcelas, respectivamente, 77% e 67,6%, são de estados do Norte-Nordeste.

Quanto às observações acerca das disparidades nas distribuições dos acessos à coleta de lixo e a saneamento se verifica que elas excedem os 11% em aproximadamente 69% e 63,7% dos casos, nessa ordem, tendo as unidades federativas do eixo Norte-Nordeste participação em por volta de 69% e 72% destes, respectivamente<sup>46</sup>.

Na dimensão educacional a supremacia de Índices de Oportunidade Humana, consoante o Gráfico 5, fica por conta da frequência à escola, cujos resultados são inclusive mais proeminentes do que os exibidos pelo acesso à energia elétrica.

Além das taxas de cobertura dessa oportunidade serem as mais elevadas, oscilando em faixas muito estreitas (próximas à estabilidade<sup>47</sup>), consoante o exposto pelo Gráfico 6, a Tabela 9 mostra que 80% dos dados concernentes a elas são maiores que 90% - o que deixa a frequência à escola muito próxima de ser universalizada - sendo o restante composto predominantemente (81,25%) por informações correspondentes a estados das regiões Norte e Nordeste, merecendo também destaque o fato de a frequência à escola estar disponível em todas as unidades federativas e ao longo de todo o período sob taxas superiores à taxa média de cobertura global. Com relação à dessemelhança na distribuição da disponibilidade da

---

<sup>46</sup> Exceto pelo estado de Alagoas, nenhum estado da região Nordeste apresentou em quaisquer dos anos índices de dissimilaridade correspondentes às distribuições dos acessos à coleta de lixo inferiores ao patamar que estamos usando para fins de comparação.

<sup>47</sup> No ano de 1995 o estado de Alagoas apresentou uma taxa de cobertura fora dos padrões citados, da ordem de 69,3%, aproximadamente.

oportunidade, chamam a atenção os baixos valores por ela assumidos, como pode ser visto no Gráfico 7, o que fica evidenciado não apenas pela oportunidade apresentar os menores valores mínimo e máximo entre todas as oportunidades para esse componente, de acordo com a Tabela 9, mas também, ainda segundo a mesma tabela, por tão somente o índice de dissimilaridade do estado de Alagoas no ano de 1995 ser superior à média dos índices de dissimilaridades globais.

Bem abaixo dos Índices de Oportunidade Humana anteriores vêm os Índices relativos à oportunidade idade escolar adequada, os quais são influenciados por taxas de cobertura que concentram picos no ano de 2003, mas que, conforme o Gráfico 6, não revelam uma tendência, e de acordo com a Tabela 9 são maiores ou iguais a 80% em 5 das 135 observações (no ano de 1999 em Roraima; no ano de 2003 em São Paulo, Santa Catarina e Paraná; e em 2007 também nesse último estado), sendo superiores ou iguais à média de disponibilidade global em meros 22% dos dados. Os IOHs para a idade escolar adequada refletem ainda os efeitos positivos causados por índices de dissimilaridade em queda ao longo do período em análise para todas as unidades federativas brasileiras, consoante o Gráfico 7, embora a partir da Tabela 9 se verifique que apenas pouco mais de 43% dos índices são menores que a já mencionada média global de 11%, estando estes valores localizados em proporção superior no Centro-Sul do país (68,25% dos casos)<sup>48</sup>.

Por fim, com os piores IOHs entre todas as oportunidades, sejam elas da dimensão habitacional ou da dimensão educacional, está a frequência à creche e à pré-escola, cujas taxas de cobertura, como expõe o Gráfico 5, são as mais baixas entre as sete oportunidades, embora estejam em crescimento (com menor vigor na região Norte do Brasil, chegando perto da invariância no estado de Rondônia). As disponibilidades da oportunidade, conforme a Tabela 9, sequer alcançam 50%.

O Gráfico 7 mostra que as desigualdades na distribuição do acesso à creche e à pré-escola também emergem como as piores entre as de todos os serviços básicos, ainda que em alguns casos, mais notadamente no Nordeste brasileiro, elas figurem abaixo das dissimilaridades concernentes aos acessos à coleta de lixo e a saneamento, ou muito próximas dos índices relacionados à oportunidade idade escolar adequada. Não obstante isso, o gráfico também revela o declínio desse componente ao longo do tempo, o qual, segundo a Tabela 9,

---

<sup>48</sup> Cavalcanti e Ramos (2016) apontam que devido à baixa disponibilidade e à elevada dissimilaridade o acesso à escola com idade adequada, assim como a saneamento básico, são responsáveis pelos mais baixos índices de oportunidade humana

possui o maior nível mínimo de dissimilaridade entre todas as oportunidades (4,831%) e o terceiro maior máximo (40,047%).

Aproximadamente 81% das observações acerca das disparidades na distribuição da cobertura da frequência à creche e à pré-escola são inferiores a 11%, no entanto, diferentemente das outras oportunidades, eles estão quase que equitativamente alocados entre os blocos de estados do Norte-Nordeste e do Centro-Sul do país, com o primeiro detendo perto de 59% dos casos e o segundo os outros 41%.

## 6.2 O PROCESSO DE CONVERGÊNCIA E AS DESIGUALDADES DE OPORTUNIDADES

Nosso estudo da convergência condicional baseia-se na comparação entre modelos estimados. A ideia básica é verificar como a estimação de um modelo tradicional de convergência da renda (Modelo\_1) – no qual constam apenas variáveis clássicas da teoria do crescimento econômico, como as *proxies* para capital humano, além de variáveis usualmente empregadas na caracterização do nível de atividade das economias, dos mercados de trabalho, e dos aspectos demográficos e geográficos dos ambientes locais – se modifica mediante a inserção do Índice de Oportunidade Humana na análise (Modelo\_2).

Embora, como já foi dito, o IOH não meça diretamente a desigualdade de oportunidade e sim como as variáveis de não responsabilidade se inter-relacionam e colaboram para a formação da desigualdade no acesso às oportunidades, numa segunda etapa nós buscamos verificar a consistência dos resultados de nossa primeira análise contrapondo o modelo com IOH aos que acrescentam ao modelo tradicional variáveis que medem a desigualdade global, a qual é amplamente representada por índices de desigualdade de renda, (Modelo\_3, Modelo\_4 e Modelo\_5).

Por fim, nós incluímos no Modelo\_2 os índices de desigualdade de renda, um a um, de forma a obtermos três novos modelos (Modelo\_6, Modelo\_7 e Modelo\_8), através dos quais avaliamos como a influência do Índice de Oportunidade Humana sobre o processo de convergência se altera quando inserimos na análise os índices de desigualdade de renda de Gini, Theil-T e Theil-L.

As Tabelas 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16 e 17, todas no Apêndice, apresentam os resultados das estimações individuais de cada modelo, bem como os testes efetuados e as técnicas de correção empregadas.

Como pode ser visto, ao nível de significância de 5% em nenhum dos modelos os Testes de Wooldridge detectaram a existência de correlação serial. Aos mesmos 5% de significância estatística os resultados dos Testes de Hausman mostram que em apenas dois modelos (Modelo\_2 e Modelo\_6) a estimação dos parâmetros pelo método de efeitos aleatórios é preferível ao método de efeitos fixos, tendo este último sido aplicado aos demais modelos.

Quanto à heteroscedasticidade, testada através do Teste de Wald e com resultados estatisticamente significantes ao nível de 5%, foi constatada a sua presença em todos os modelos estimados por efeitos fixos, tendo o seu controle sido efetuado, consoante o exposto nas Tabelas 10, 12, 13, 14, 16 e 17, mediante a aplicação da estimação robusta dos parâmetros. Já os Testes de Persaran mostram que com 5% de significância não é possível rejeitar as hipóteses nulas de que não existem correlações contemporâneas em quaisquer dos modelos.

Finalmente, uma vez estimados todos os modelos, os Testes F realizados para cada um deles indicam que os seus coeficientes são em conjunto estatisticamente diferentes de zero.

Cabe aqui destacar que em nenhum dos oito modelos houve uma preocupação direta com a endogeneidade, haja vista que neles a variável dependente é medida ao longo de quadriênios, ao passo que os regressores são medidos no primeiro ano de cada um desses períodos de tempo. Esse também foi o posicionamento adotado por Marrero e Rodríguez (2013) diante do fato das variáveis independentes de seu estudo terem sido mensuradas no início das décadas de 80 e 90, enquanto que a variável dependente, o crescimento econômico, foi medido para os dez anos seguintes.

A distinção entre os momentos no tempo em que a variável resposta e os regressores são observados é também o motivo pelo qual desconsideramos a possibilidade de ocorrência de causalidade reversa, já que, embora se suponha, por exemplo, que os anos médios de estudo da população no ano de 1995 afetem a taxa de crescimento da renda real mensal familiar *per capita* média no quadriênio 1995-1999, não se pode esperar que esta última, enquanto uma medida futura, influencie a primeira, que é uma variável mensurada num tempo passado.

A Tabela abaixo sumariza os resultados das estimações realizadas para os oito modelos aos quais fizemos referência.

Tabela 6: Crescimento da Renda, Índice de Oportunidade Humana e Desigualdade de Renda

Variável dependente tx_cresc								
Variável	Modelo_1	Modelo_2	Modelo_3	Modelo_4	Modelo_5	Modelo_6	Modelo_7	Modelo_8
logrendpc	-0,728*** (0,114)	-0,451*** (0,068)	-0,667*** (0,148)	-0,641*** (0,151)	-0,676*** (0,145)	-0,447*** (0,067)	-0,711*** (0,126)	-0,727*** (0,123)
pibpc	0,000** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000* (0,000)	0,000* (0,000)	0,000* (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000* (0,000)	0,000* (0,000)
wtrab	0,729* (0,287)	1,127*** (0,202)	0,755* (0,284)	0,787* (0,287)	0,744* (0,283)	1,018*** (0,205)	0,46 (0,337)	0,42 (0,338)
agropec	0,82 (0,669)	1,474*** (0,433)	0,97 (0,807)	0,989 (0,835)	0,88 (0,743)	1,386** (0,429)	0,854 (0,816)	0,797 (0,751)
indust	1,113 (0,902)	0,895* (0,38)	0,99 (0,928)	1,001 (0,968)	0,882 (0,891)	0,737 (0,381)	0,645 (0,948)	0,529 (0,896)
constru	1,399 (0,893)	1,347* (0,662)	1,13 (0,969)	1,163 (1,014)	1,233 (0,991)	1,007 (0,671)	0,783 (0,895)	0,774 (0,89)
serv	1,159 (0,88)	1,077* (0,46)	1,137 (0,952)	1,127 (1,002)	1,021 (0,913)	1,071* (0,453)	0,583 (1,038)	0,475 (0,968)
estud	0,079* (0,033)	0,060* (0,026)	0,059 (0,041)	0,055 (0,04)	0,068 (0,037)	0,045 (0,027)	0,093* (0,036)	0,101** (0,034)
pea	-4,077 (2,807)	-0,547* (0,257)	-3,599 (2,831)	-3,389 (2,716)	-3,42 (2,916)	-0,523* (0,253)	-3,672 (2,389)	-3,616 (2,401)
urban	-0,36 (0,245)	-0,072 (0,187)	-0,315 (0,26)	-0,322 (0,241)	-0,308 (0,263)	-0,087 (0,185)	-0,334 (0,221)	-0,32 (0,23)
exper	-0,018 (0,033)	-0,027* (0,012)	-0,027 (0,033)	-0,026 (0,032)	-0,028 (0,033)	-0,029* (0,011)	-0,027 (0,028)	-0,029 (0,029)
hom	-4,086** (1,119)	-3,679*** (1,015)	-4,261*** (1,108)	-4,121** (1,123)	-4,205*** (1,094)	-4,113*** (1,02)	-4,389*** (1,12)	-4,466*** (1,119)
ioh	- -	0,005** (0,002)	- -	- -	- -	0,004* (0,002)	0,008* (0,003)	0,009** (0,003)
gini	- -	- -	-0,807 (0,61)	- -	- -	-0,652* (0,303)	- -	- -
theil_t	- -	- -	- -	-0,322 (0,213)	- -	- -	-0,179 (0,199)	- -
theil_l	- -	- -	- -	- -	-0,399 (0,276)	- -	- -	-0,266 (0,238)
constante	4,049** (1,254)	1,65 (0,89)	4,403** (1,255)	3,939* (1,422)	4,204** (1,318)	2,528** (0,967)	4,398** (1,399)	4,586** (1,354)
R2	0,643		0,659	0,666	0,66	0,696		0,697
R2 Ajust.	0,608		0,622	0,63	0,623	0,661		0,662
N	135	135	135	135	135	135	135	135

Legenda: ‘\*’ Significante a 5%; ‘\*\*’ Significante a 1%; ‘\*\*\*’ Significante a 0,1%; ‘-’ Não-Significante.

Obs. 1: Os valores entre parênteses se referem aos erros-padrão, sendo estes os erros-padrão robustos nos Modelos 1, 3, 4, 5, 7 e 8.

Obs. 2: Os modelos 2 e 6 foram estimados pelo método dos efeitos aleatórios, enquanto os demais foram estimados pelo método dos efeitos fixos.

Obs. 3: Todas as regressões são robustas à heteroscedasticidade.

Fonte: Elaboração Própria

A primeira linha da tabela evidencia que a renda real mensal familiar *per capita* média converge condicionalmente em todos os modelos, haja vista os coeficientes negativos e estatisticamente significantes da variável *logrendpc*, conforme preconizado por Barro e Sala-i-Martin (1992).

A confiabilidade dos parâmetros estimados para o nosso modelo tradicional parece direcionar maior relevância para as variáveis clássicas da análise de convergência, como o nível de atividade da economia e o capital humano disponível – exceto pela variável mediante a qual buscamos captar a experiência dos trabalhadores, o que talvez explique o fato de, de acordo com Barro e Lee (2001), as *proxies* para capital humano dificilmente irem além da educação formal e considerarem a capacitação dos indivíduos no trabalho, captando também as habilidades e experiências.

A hipótese de que o Índice de Oportunidade Humana – por fornecer uma estimativa do quão distante estão as sociedades de um acesso amplo e igualitário (do ponto de vista da igualdade de oportunidades) a serviços necessários para se progredir na vida – pode ser qualificado como relevante para explicar o processo de convergência da renda familiar *per capita* média é confirmada pelo fato dos parâmetros estimados para o IOH (Modelo\_2, Modelo\_6, Modelo\_7 e Modelo\_8) além de assumirem valores positivos, como o esperado, serem estatisticamente confiáveis. De forma oposta, os coeficientes associados aos índices de desigualdade de renda empregados (Gini, Theil-T e Theil-L), não apresentam significância estatística em nenhum dos modelos em que figuram, nem mesmo nos modelos que são integrados por cada uma deles juntamente com o IOH, exceto pelo Modelo\_6, onde o parâmetro estimado para o índice de Gini não apenas é negativo, conforme presumido, mas também possui significância estatística.

Esses primeiros resultados se mostram em conformidade com a afirmação do World Bank (2006) de que as desigualdades associadas às circunstâncias - que podem ser indiretamente captadas pelo Índice de Oportunidade Humana - em lugar das desigualdades de renda, poderiam estar relacionadas com o desempenho dos agregados econômicos e do crescimento da economia. Eles também vão ao encontro das conclusões de Marrero e Rodríguez (2013), que na estimação de regressões relacionando o crescimento econômico com a desigualdade total de renda, a desigualdade de oportunidades e outras variáveis de controle, declaram ter encontrado suporte robusto para uma relação negativa entre a desigualdade de oportunidades e o crescimento, o que para os fins do presente trabalho corresponderia a uma relação positiva entre Índice de Oportunidade Humana e crescimento, haja vista que o IOH se relaciona negativamente com a desigualdade de oportunidades, que no

seu cálculo é computado pelo índice de dissimilaridade (vide equação 5). É importante lembrar ainda que não obstante o trabalho de Marrero e Rodrigues aponte também para a existência de uma relação positiva entre crescimento e desigualdade de renda, a associação entre estas duas variáveis pode ser positiva ou negativa, dependendo, de acordo com os autores, de qual tipo de desigualdade (de esforço ou de oportunidades, nessa ordem) é mais relevante.

O Modelo\_2 cumpre bem o papel de um modelo de análise de convergência construído para um estudo cuja base de dados é composta por microdados, pois ao apresentar significância estatística para a quase totalidade dos coeficientes de suas variáveis ele permite um melhor controle das mudanças ocorridas em cada estado com relação à constituição da população, à composição setorial dos empregos, à estrutura espacial econômica disponível, à fonte dos rendimentos e à formação do capital humano – o que para Azzoni et al. (2000) é um importante benefício do uso de microdados.

O cotejamento entre o nosso modelo tradicional (Modelo\_1) e o Modelo\_2 mostra que a inserção do IOH na análise de convergência fez com que seis das sete variáveis cujos parâmetros não possuíam significância estatística sequer a 10% no primeiro modelo a adquirissem no segundo sob níveis de confiança não inferiores a 5% e, por conseguinte, passassem a ter na importância no estudo da convergência da renda familiar *per capita* média.

Já a modificação do Modelo\_1 pela introdução dos índices de desigualdades de renda alterou negativamente o panorama inicial, que de antemão não transparecia ser o mais adequado, pois além dos índices de Gini, Theil-T e Theil-L não terem se mostrado estatisticamente significantes nem mesmo ao nível de 10%, a variável anos médios de estudo da população perdeu significância. No mais, as variáveis que possuem significância estatística ao nível máximo de 5% no primeiro modelo, bem como as que não possuem, são as mesmas no Modelo\_3, no Modelo\_4 e no Modelo\_5.

De maneira geral pode-se dizer que estes últimos três modelos melhoram, no que diz respeito a seus poderes explicativos, ao receberem o Índice de Oportunidade Humana como um de seus componentes, consoante as evoluções dos  $R^2$  ajustados observadas no Modelo\_7 e no Modelo\_8 quando contrastados com os valores obtidos pelo Modelo\_4 e pelo Modelo\_5, respectivamente. Apesar de não se poder confrontar o Modelo\_3 com o Modelo\_6, em virtude da ausência do  $R^2$  ajustado para este último, o qual, como já foi dito, teve seus parâmetros estimados pelo método de efeitos aleatórios, que emprega a técnica de Mínimos Quadrados Generalizados, constata-se que variáveis que não são estatisticamente significantes no Modelo\_3 passaram a ser no Modelo\_6 - casos das participações dos setores agropecuário e de comércio e serviços no total de pessoas empregadas, da participação na população

economicamente ativa e da média de anos no trabalho – além de que, entre todos os modelos, apenas no Modelo\_6 é que uma medida de desigualdade de renda, no caso o índice de Gini, possui significância estatística.

Do ponto de vista do modelo apenas com o IOH (Modelo\_2), o Modelo\_7 e o Modelo\_8 têm maior quantidade de variáveis que perderam significância estatística, entre as quais pode-se destacar como a mais expressiva sob a perspectiva teórica, a participação da renda do trabalho no rendimento total, a qual além de ser historicamente elevada, representando a quase totalidade da renda de todas as fontes, inclui em sua evolução, de acordo com Silveira Neto e Azzoni (2011), o crescimento do salário mínimo, o qual por ser um numerário para alguns programas de transferência de renda é um potencial influenciador dos rendimentos originários da segurança social e de pensões. É nesse mesmo contexto que se coloca a variável participação na população economicamente ativa, posto que esta compreende o potencial de mão-de-obra com que pode contar uma economia, o qual é representado pela população ocupada e pela população que, ainda que desocupada, está efetivamente disposta a trabalhar.

Embora no Modelo\_6 o coeficiente da variável anos médios de estudo da população tenha deixado de ser estatisticamente significativo, a variável média de anos no trabalho continuou a sê-lo, mantendo no modelo uma *proxy* para o capital humano com parâmetro estimado confiável, o que no Modelo\_7 e no Modelo\_8 ocorreu com a variável anos médios de estudo da população, posto que nesses modelos foram os coeficientes da variável média de anos no trabalho que passaram a não mais possuir significância estatística.

Único modelo onde há parâmetros estatisticamente significantes associados a alguma variável de desigualdade de renda, o Modelo\_6, evidencia o poder do Índice de Oportunidade Humana, pois sem o IOH cinco das dez variáveis do modelo que apresentam significância estatística perdem esses *status*, entre elas o próprio índice de desigualdade de renda (a variável gini), o que pode ser constatado no Modelo\_3. Comparando-se os resultados obtidos para as variáveis compartilhadas pelo Modelo\_6 e pelo Modelo\_2 se verifica que a inclusão do índice de Gini fez com que a maioria das variáveis cujos coeficientes no Modelo\_2 se mostraram significativos do ponto de vista estatístico mantivesse o seu nível de significância (seis variáveis de um total de onze), todavia, com perda de poder explicativo, dado pela redução do seu coeficiente, exceto em dois casos (variáveis média de anos no trabalho e proporção de homens da população) em que houve ganho. Entre as cinco variáveis restantes, duas tiveram os seus níveis de significância e os seus coeficientes reduzidos – caso da própria variável Índice de Oportunidade Humana - enquanto que as outras três deixaram de ser significantes, entre as quais a variável anos médios de estudo da população.

## 7 CONCLUSÃO

Como foi dito por Voitchovsky (2009) as tentativas empíricas de capturar o efeito global da desigualdade sobre o crescimento via de regra têm produzido resultados imprecisos e inconclusivos, o que para Marrero e Rodríguez (2013) se deve ao fato da desigualdade de renda, que é a medida de desigualdade mais amplamente utilizada nestas análises, ser constituída por duas partes distintas, a desigualdade de oportunidades e a desigualdade de esforço, as quais podem atingir o processo de crescimento por vias opostas, fazendo com que a relação entre desigualdade e crescimento dependa de qual desses efeitos é superior.

Embora a distinção entre os dois componentes da desigualdade global acima relacionados seja algo já debatido na literatura acerca das desigualdades sociais, o assunto ainda não desfruta de grande espaço na literatura sobre crescimento econômico, o que pode estar relacionado com a dificuldade de se definir uma forma adequada de medir a desigualdade de oportunidades, obstáculo que de acordo com Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) se deve à questão conceitual que envolve a distinção entre circunstâncias e esforço e à escassez de variáveis que representem de maneira satisfatória as circunstâncias.

Diante desse cenário complexo e do entendimento de que os dois tipos de desigualdades citados, de esforço e de oportunidades, afetam o crescimento por meio de canais opostos, nós optamos por examinar a conexão entre o crescimento da renda familiar *per capita* e a desigualdade de oportunidades de forma indireta, averiguando a relação do Índice de Oportunidade Humana e dos índices de desigualdade de renda de Gini, Theil-T e Theil-L sobre as taxas de crescimento dessa medida de rendimento.

Utilizando dados das Pesquisas Nacionais por Amostras de Domicílios (PNADs) nós construímos para todas as unidades federativas brasileiras as taxas de crescimento das rendas familiares *per capita*s, os IOHs, os índices de desigualdade de renda e a quase totalidade das variáveis de controle (a exceção ficou por conta dos PIBs reais *per capita*s) que empregamos em oito modelos de análise de convergência estimados por efeitos fixos ou aleatórios, os quais vão desde um modelo primário, no qual não consta nenhuma medida de desigualdade, até modelos em que se busca verificar os efeitos simultâneos do Índice de Oportunidade Humana e dos índices de desigualdade de renda sobre a medida de crescimento da renda.

Os resultados apontaram para a ocorrência de convergência condicional da renda familiar *per capita* ao longo do período em estudo e ainda, diante dos controles que realizamos, que a desigualdade de oportunidades, indiretamente medida pelo Índice de

Oportunidade Humana, por apresentar um coeficiente que embora seja muito baixo é estatisticamente significativa, pode ser considerada relevante na explicação do processo de convergência. Considerando a relação positiva expressa nos nossos resultados entre a taxa de crescimento da renda real mensal familiar *per capita* e o IOH, e levando-se em conta também o fato do índice de dissimilaridade, que é uma medida de como a taxa de cobertura difere de acordo com as diferentes circunstâncias que caracterizam os indivíduos, possuir um sinal negativo na equação de cálculo do IOH (equação 5), ou seja, ser inversamente relacionado com o mesmo, podemos inferir que a taxa de crescimento da renda se associa negativamente com o Índice de Oportunidade Humana.

Observa-se também que a única medida de desigualdade de renda com significância estatística foi o índice de Gini e que isso só aconteceu no modelo em que a variável se fez presente juntamente com o IOH (Modelo\_6 da Tabela 6), evidenciando que a desigualdade de renda, ao menos no que diz respeito ao índice de Gini, deve ser separada entre os componentes relativos às desigualdades de esforço e de oportunidade antes que se tente estimar a influência das desigualdades sobre o crescimento da renda.

Contudo, seguindo o exposto por Marrero e Rodríguez (2013), temos que o sinal negativo do coeficiente da variável gini no Modelo\_6 revela um importante resultado para o nosso trabalho, que é o de que o efeito da desigualdade de renda medida pelo índice de Gini é maior, em termos absolutos, pela via da desigualdade de oportunidades do que pela via da desigualdade de esforço, haja vista que, de acordo com os autores, o primeiro canal de influência tem repercussões negativas sobre o crescimento, enquanto que o segundo o afeta positivamente. Esse resultado é reforçado pelo fato de no Modelo\_3 não ter sido encontrada nenhuma evidência robusta de existência de qualquer associação entre a desigualdade de renda medida pelo índice de Gini e a taxa de crescimento da renda real mensal familiar *per capita* média.

A principal conclusão do presente estudo é, portanto, a de que se os resultados alcançados por uma economia enquanto reflexos dos resultados obtidos por sua população sofrem obviamente as consequências dos níveis de esforço e de dedicação dispensados pelos indivíduos à escola e ao trabalho, por exemplo; bem como de tratamentos discriminatórios que, consoante exemplificam Barros et al. (2009), podem ser infligidos a pessoas com diferentes circunstâncias, ou segundo os quais indivíduos igualmente talentosos e produtivos são avaliados de forma distinta em diferentes mercados, e também da alocação injusta das chamadas oportunidades básicas, que tanto pode ocorrer em razão de uma tendenciosidade, quanto pela discriminação durante o processo de aquisição de uma característica ou por distinções quanto às condições iniciais.

Frente ao exposto, espera-se que em locais mais desenvolvidos a influência das desigualdades de oportunidades sobre o crescimento não exista ou seja inferior, em termos absolutos, ao efeito das desigualdades de esforço, posto que, com as oportunidades bem distribuídas, há o incentivo à população a se esforçar no trabalho e nos estudos e a investir nisso para progredir na vida, o que beneficia o crescimento. Por outro lado, em locais menos desenvolvidos a persistência das desigualdades de oportunidades inibe a busca dos indivíduos por acumular capital humano investir, o que desfavorece o crescimento.

Acreditamos que os nossos resultados foram favorecidos, em termos das direções dos efeitos do Índice de Oportunidade Humana e do índice de Gini sobre a taxa de crescimento da renda real mensal familiar *per capita* média, pelo fato da maioria de nossas observações se referirem a unidades federativas das regiões Norte e Nordeste do Brasil, as quais não apenas são em maior número como também são historicamente menos desenvolvidas que as demais regiões.

É clara para nós a necessidade de contar com uma base de dados rica em informações intergeracionais, a exemplo da PNAD do ano de 1996<sup>49</sup>, as quais representam mais adequadamente as circunstâncias individuais. Com isso poderíamos não apenas ratificar, ou não, os resultados acima descritos, mas também conferir uma robustez mais expressiva aos mesmos.

Como proposta de análise futura deixamos a ideia de repetir a análise proposta no presente trabalho para dois blocos de unidades federativas em separado, o do eixo Centro-Sul e o do eixo Norte-Nordeste do país. Outra sugestão seria replicar o trabalho substituindo o Índice de Oportunidade Humana por uma medida direta de desigualdade de oportunidade, dada pelo índice de dissimilaridade, que aponta o quão equitativa é a distribuição das oportunidades básicas avaliadas pelo IOH.

Contudo, para Dill e Gonçalves (2011), apesar da considerável quantidade de estudos já publicados nesta área, as variáveis circunstância e esforço ainda estão cercadas de divergências conceituais e metodológicas, como, por exemplo, quanto à forma mais adequada de mensurá-las, além de problemas práticos associados à ausência/incompletude/defasagem dos dados ou mesmo ao fato de alguns de seus determinantes não serem diretamente observáveis.

---

<sup>49</sup> A Pesquisa desse ano fornece um suplemento com dados sobre a instrução e a ocupação dos pais do chefe de família.

## REFERÊNCIAS

AABERGE, R.; MOGSTAD, M.; PERAGINE, V. Measuring long-term inequality of opportunity. **Journal of Public Economics**, v. 95, issue 3-4, p. 193–204, april, 2011.

ABRAMOVITZ, M. Catching up, forging ahead, and falling behind. **The Journal of Economic History**, v. 46, n. 2, p. 385-406, june, 1986.

AGHION, P.; HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. **Econometrica**, v. 60, issue 2, p. 323-51, march, 1992.

ALBERT A.; ANDERSON, J. A. On the existence of maximum likelihood estimates in logistic regression models. **Biometrika**, v. 71, issue 1, p. 1-10, april, 1984.

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive Politics and Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p. 465-490, may, 1994. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/pdf/2118470.pdf>>. Acesso em 10/09/2016.

ALMAS, I.; CAPPELEN, A. W.; LIND, J. T.; SORENSEN, E. O.; TUNGODDEN, B. Measuring unfair (in)equality. **Journal of Public Economics**, v. 95, issue 7-8, p. 488-499, august, 2011.

AMORIM, A. L.; SCALCO, P. R.; BRAGA, M. J. Crescimento econômico e convergência de renda nos estados brasileiros: uma análise a partir dos grandes setores da economia. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, n. 3, p. 360-370, julho-setembro, 2008.

ANDREOLI, F.; HAVNES, T.; LEFRANC, A. Equalization of opportunity: definitions, implementable conditions and application to early-childhood policy evaluation. **IZA Discussion Paper Series**, n. 8503, september, 2014.

ARNESON, R. Equality of opportunity for welfare. **Philosophical Studies**, v. 56, n. 1, p. 77-93, september, 1989.

ARROW, Kenneth Joseph. The economic implications of learning by doing. **Review of Economic Studies**, v. 29, n. 3, p. 155-73, june, 1962.

AZZONI, C. R. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da nova teoria do crescimento. In: **Anais do XXII Encontro Nacional de Economia**, v. 1, p. 185-205, dezembro, 1994.

AZZONI, C.; MENEZES-FILHO, N., MENEZES, T.; SILVEIRA NETO, R. Geografia e convergência da renda entre os estados brasileiros. In: R. Henriques. (Org.). **Desigualdade e Pobreza**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2000. p. 299-343, 2000.

AZZONI, C; MENEZES-FILHO, N.; MENEZES, T. **Opening the convergence black box: measurement problems and demographic aspects**. United Nations University. World Institute for Development Economics Research, Discussion Paper n° 2003/56, august, 2003. Disponível em: <<https://www.wider.unu.edu/publication/opening-convergence-black-box>>. Acesso em: 10/06/2016.

AZZONI, C. R.; SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. *Journal of the Regional Science Association International*. **Papers in Regional Science**, v. 81, n. 2, p. 157-175, april, 2002.

BARRO, R. Inequality and growth revisited. Asian Development Bank. **Working Paper Series on Regional Economic Integration**, n. 11, january, 2008. Disponível em: <[https://aric.adb.org/pdf/workingpaper/WP11\\_%20Inequality\\_and\\_Growth\\_Revisited.pdf](https://aric.adb.org/pdf/workingpaper/WP11_%20Inequality_and_Growth_Revisited.pdf)>. Acesso em 11/09/2016.

\_\_\_\_\_. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, v. 5, issue 1, p. 5-32, march, 2000. Disponível em: <[http://download.springer.com/static/pdf/643/art%253A10.1023%252FA%253A1009850119329.pdf?originUrl=http%3A%2F%2Flink.springer.com%2Farticle%2F10.1023%2FA%3A1009850119329&token2=exp=1474405665~acl=%2Fstatic%2Fpdf%2F643%2Fart%25253A10.1023%25252FA%25253A1009850119329.pdf%3ForiginUrl%3Dhttp%253A%252F%252Flink.springer.com%252Farticle%252F10.1023%252FA%253A1009850119329\\*~hmac=5ad9643fb138a93ed6e0c74f408eb6d95e862dc25a83bff7b9ec07cf1e9a9e1a](http://download.springer.com/static/pdf/643/art%253A10.1023%252FA%253A1009850119329.pdf?originUrl=http%3A%2F%2Flink.springer.com%2Farticle%2F10.1023%2FA%3A1009850119329&token2=exp=1474405665~acl=%2Fstatic%2Fpdf%2F643%2Fart%25253A10.1023%25252FA%25253A1009850119329.pdf%3ForiginUrl%3Dhttp%253A%252F%252Flink.springer.com%252Farticle%252F10.1023%252FA%253A1009850119329*~hmac=5ad9643fb138a93ed6e0c74f408eb6d95e862dc25a83bff7b9ec07cf1e9a9e1a)>. Acesso em: 10/09/2016.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 1, p. 107-182, 1991. Disponível em: <[https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1991/01/1991a\\_bpea\\_barro\\_salaimartin\\_blanchard\\_hall.pdf](https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1991/01/1991a_bpea_barro_salaimartin_blanchard_hall.pdf)>. Acesso em: 10/09/2016.

\_\_\_\_\_. Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223–251, april, 1992.

\_\_\_\_\_. **Economic growth**. New York: McGraw-Hill, 1995.

\_\_\_\_\_. **Economic growth**. 2nd ed. Cambridge, UK: MIT Press, 2004.

BARRO, R. J.; LEE, J. W. International Data on Educational Attainment: update and implications. **Oxford Economic Papers**, vol. 53, issue 3, p. 541-563, 2001.

BARROS, R. P.; VEGA, J. R. M.; SAAVEDRA, J. **Measuring inequality of opportunities for children**. Washington, DC: World Bank, 2008.

BARROS, R. P.; FERREIRA, F. H. G.; VEGA, J. R. M.; e SAAVEDRA-CHANDUVÍ, J. **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC: Palgrave Macmillan and the World Bank, 2009.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show. **American Economic Review**. v. 76, n. 5, p. 1072-1085, december, 1986.

BAUMOL, W. J.; WOLFF, E. N. Productivity growth, convergence and welfare: reply. **American Economic Review**. v. 78, n. 5, p. 1155-1159, december, 1988.

BETTS, J. R.; ROEMER, J. E. **Equalizing educational opportunity through educational finance reform**. Department of Economics, University of California at Davis, Paper n. 99-8, october, 1998. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=214135](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=214135)>. Acesso em: 01/04/2016.

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M.; ROEMER, J. E. Equality of opportunity and the distribution of long-run income in Sweden. **IZA Discussion Paper Series**, n. 5466, january, 2011.

BOSSERT, W. Redistribution mechanisms based on individual characteristics, **Mathematical Social Sciences**, v. 29, issue 1, p. 1–17, february, 1995.

\_\_\_\_\_. Opportunity sets and individual well-being. **Social Choice and Welfare**, v. 14, issue 1, p. 97-112, december, 1996.

BOSSERT, W.; FLEURBAEY, M. Redistribution and compensation. **Social Choice and Welfare**, vol. 13, issue 3, p. 343-355, june, 1996.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; MENÉNDEZ, M. Inequality of outcomes and inequality of opportunities in Brazil. Ecole normale supérieure, **DELTA Working Papers**, n. 24, 2003.

\_\_\_\_\_. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of Income and Wealth**, v. 53, issue 4, p. 585–618, december, 2007.

\_\_\_\_\_. Inequality of opportunity in Brazil: o corrigendum. **Review of Income and Wealth**, v. 59, n. 3, p. 551-555, september, 2013.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; WALTON, M. Efficiency and inequality traps: a research agenda. Kennedy School of Government Faculty Research, **KSG Working Paper Series**, RWP06-025, June, 2006.

BRESSER-PEREIRA, L. C. O modelo Harrod-Domar e a substitutibilidade de fatores. Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), **Revista Estudos Econômicos**, v. 5, n. 3, 1975.

BRUNORI, P.; FERREIRA, F. H. G.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity, income inequality, and economic mobility: some international comparisons. World Bank, **Policy Research Working Papers**, WPS6304, January, 2013.

CARVALHO, M.; WALTENBERG, F. D. Desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2003 e 2013. Universidade de São Paulo (USP), **Economia Aplicada**, v. 19, n. 2, p. 369-396, abril-junho, 2015.

CASS, D. (1965). Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. **Review of Economic Studies**, v. 32, n. 3, p. 233–240, July, 1965.

CAVALCANTI, D. M.; RAMOS, F. de S. Igualdade de oportunidade nas regiões brasileiras: um estudo de sua evolução e composição, no período de 2002 a 2012. In: **Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia**, 2016.

CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of Economic Inequality**, vol. 8, issue 4, p. 429–50, December, 2010.

CHECCHI, D.; PERAGINE, V.; SERLENGA, L. Fair and unfair income inequalities in Europe. **IZA Discussion Paper Series**, n. 5025, June, 2010.

\_\_\_\_\_. Income inequality and opportunity inequality in Europe: recent trends and explaining factors. In: **5th ECINEQ meeting**, March, 2015. Disponível em: <[http://www.ecineq.org/ecineq\\_lux15/FILESx2015/CR2/p142.pdf](http://www.ecineq.org/ecineq_lux15/FILESx2015/CR2/p142.pdf)>. Acesso em: 25/03/2016.

COHEN, G. A. On the currency of egalitarian justice. The University of Chicago Press Stable, **Ethics**, v. 99, n. 4, p. 906-944, July, 1989.

DE LONG, J. B. Productivity growth, convergence, and welfare: comment. **The American Economic Review**, v. 78, n. 5, p. 1138-1154, December, 1988.

DEVOOGHT, K. To each the same and to each his own: a proposal to measure responsibility-sensitive income inequality, **Economica**, vol. 75, p. 280-295, May, 2008.

DILL, H. C.; GONCALVES, F. O. Índice de oportunidade humana: estimação e decomposição através do valor de Shapley para o Brasil de 1999-2009. In: **Anais XXXIX Encontro Nacional de Economia**, 2011.

\_\_\_\_\_. Igualdade de oportunidade entre os estados brasileiros: uma análise microeconômica com base nos dados da PNAD 2009. **Nova Economia**, v. 23, n. 2, p. 307-328, maio-agosto, 2013.

DOMAR, E. D. Capital expansion, rate of growth, and employment. **Econometrica**, v. 14, issue 2, p. 137-147, abril 1946.

DO NASCIMENTO SILVA, P. L.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, outubro-dezembro, 2002.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. Local versus global convergence across national economies. National Bureau of Economic Researches, **NBER Working Papers**, n. 3996, february, 1992.

DWORKIN, R. What is equality? part 1: equality of welfare. **Philosophy & Public Affairs**, v. 10, n. 3, p. 185-246, 1981a.

\_\_\_\_\_. What is equality? part 2: equality of resources. **Philosophy & Public Affairs**, v. 10, n. 4, p. 283-345, 1981b.

EHLERS, R. S. **Inferência estatística**. Instituto de Ciências Matemáticas e de Computação. USP, São Carlos/SP, 2011. Disponível em: <<http://www.icmc.usp.br/~ehlers/inf/inf.pdf>>. Acesso em: 17/06/2016.

FERNANDES, R. (Org.); SOUZA, A. P. (Org.); BOTELHO, F. (Org.); SCORZAFAVE, L. G. (Org.). **Políticas públicas educacionais e desempenho escolar dos alunos da rede pública de ensino**. 1. ed., v. 1, Ribeirão Preto: FUNPEC-Editora, 2014.

FERREIRA, P. C.; ELLERY JR, R. G. Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-104, abril, 1996.

FERREIRA, D.; DE OLIVEIRA; V. R.; GONÇALVES, F. Igualdade de oportunidades: uma análise espacial para os municípios brasileiros a partir do Censo 2010. In: **Anais do XL Encontro Nacional de Economia**, 2014.

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, july, 2011.

FERREIRA, F. H. G.; GIGNOUX, J.; ARAN, M. Measuring inequality of opportunity with imperfect data: the case of Turkey. **Journal of Economic Inequality**, v. 9, issue 4, p. 651-680, december, 2011.

FERREIRA, F. H. G. e PERAGINE, V. Equality of opportunity: theory and evidence. World Bank, **Policy Research Working Papers**, WPS7217, march, 2015.

FERREIRA, F. H.; LAKNER, C.; LUGO, M. A.; OZLER, B. Inequality of opportunity and economic growth: A cross-country analysis. **IZA Discussion Paper Series**, n. 8243, june, 2014.

FIRTH D. Bias reduction of maximum likelihood estimates. **Biometrika**, v. 80, issue 1, p. 27-38, march, 1993.

FLEURBAEY, M. On fair compensation. **Theory and Decision**, v. 36, issue 3, p. 277-307, may, 1994.

\_\_\_\_\_. Equality and responsibility. **European Economic Review**, v. 39, issues 3-4, p. 683-689, april, 1995a.

\_\_\_\_\_. Equal opportunity or equal social outcome? **Economics and Philosophy**, v. 11, issue 1, p. 25-55, april, 1995b;

\_\_\_\_\_. The requisites of equal opportunity. In: BARNETT, W. A.; MOULIN, H.; SALLES, M.; SCHOFIELD, N. J. (eds). **Social choice, welfare and ethics**: proceedings of the eighth international symposium in economic theory and econometrics, Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1995c. ch. 2, p. 37-54.

\_\_\_\_\_. Three solutions for the compensation problem. **Journal of Economic Theory**, v. 65, n. 2, p. 505-521, april, 1995d.

\_\_\_\_\_. **Fairness, responsibility, and welfare**. Oxford, UK: Oxford University Press, 2008.

FLEURBAEY, M.; PERAGINE, V. Ex-ante versus ex-post equality of opportunity. **Economica**, v. 80, issue 317, p. 118-130, january, 2013.

FISHER, I. **The theory of interest**. New York: Macmillan, 1930;

FORBES, K. J. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **The American Economic Review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, sptember, 2000. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/pdf/117312.pdf>>. Acesso em 10/09/2016.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. **The spatial economy**. Cambridge, MA: MIT Press, 1999.

GALOR, O. Convergence? inferences from theoretical models. **The Economic Journal**, v. 106, p. 1056-1069, july 1996.

GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. **Innovation and growth in the global economy**. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.

GUJARATI, D. **Basic econometrics**. 4th ed., New York : McGraw-Hill Book Company, 2004.

HARROD, R. F. **An essay in dynamic theory**. **Economic Journal**, v. 49, n. 193, p. 14–33, march, 1939.

HASSINE, N. B. Inequality of Opportunity in Egypt. World Bank, **Economic Review**, v. 26, n. 2, p. 265–295, june, 2012.

HEINZE, G.; SCHEMPER, M. A solution to the problem of separation in logistic regression, **Statistics in Medicine**, v. 21, issue 16, p. 2409–2419, august, 2002.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. **Pesquisa Nacional de Saneamento básico 2000**, Rio de Janeiro, 2002. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv45.pdf>>. Acesso em: 12/06/2016.

Institute for Digital Research and Education - IDRE. **What is complete or quasi-complete separation in logistic/probit regression and how do we deal with them?** University of California, Los Angeles (UCLA), [entre 2008 e 2016]. Disponível em: <[http://www.ats.ucla.edu/stat/mult\\_pkg/faq/general/complete\\_separation\\_logit\\_models.htm](http://www.ats.ucla.edu/stat/mult_pkg/faq/general/complete_separation_logit_models.htm)>. Acesso em: 20/04/2016.

ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 1.127-1.170, november, 1995.

JEFFREYS, H. An invariant form for the prior probability in estimation problems. **Proceedings of the Royal Society of London A Mathematical, Physical and Engineering Sciences**, v. 186, n. 1007, september, 1946.

JONES, C. I. **Introdução a teoria do crescimento econômico**. São Paulo: Editora Campus, 2000.

KALDOR, N. Alternative Theories of Distribution. **Review of Economic Studies**, v. 23, n. 2, p. 83-100, January, 1955.

KRANICH, L. Equitable opportunities: an axiomatic approach. **Journal of Economic Theory**, v. 71, issue 1, p. 131-147, october, 1996a.

KRANICH, L. Equitable opportunities in Economic Environments. **Social Choice and Welfare**, v. 14, issue 1, p. 57-64, december, 1996b.

KOOPMANS, T. C. On the concept of optimal economic growth. In: Pontificia Academia Scientiarum (Città del Vaticano). **Study week on the econometric approach to development planning econometric approach to development planning**. Chicago: Rand McNally, 1965.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality”, *American Economic Review*, v. 65, n. 1, p. 1-29, march, 1955.

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

LI, H.; ZOU, H. Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. **Review of Development Economics**, v. 2, issue 3, p. 318-334, october, 1998. Disponível em: < <http://down.aefweb.net/WorkingPapers/w74.pdf> >. Acesso em: 11/09/2016.

LINHARES, D. M. G.; DOS SANTOS, A. R. A. Amartya Sen e John Rawls: um diálogo entre a abordagem das capacidades e a justiça como equidade. In: **Theoria** - Revista Eletrônica de Filosofia Faculdade Católica de Pouso Alegre, v. 6, n. 15, - Ano 2014;

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, july, 1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, may. 1992.

MARRERO, G. A.; RODRÍGUEZ, J. G. Inequality of opportunity in Europe. *Review of Income and Wealth*, v. 58, n. 4, p. 597-621, december, 2012;

MARRERO, G. A.; RODRÍGUEZ, J. G. Inequality of opportunity and growth. **Journal of Development Economics**, v. 104, p. 107-122, september, 2013.

MATOS FILHO, J. C.; DA SILVA, A. B.; CARVALHO, T. N. **A convergência da renda nas microrregiões da região Nordeste do Brasil**. *Revista Economia e Desenvolvimento*, v. 11, n. 2, julho-dezembro, 2012.

MENEZES, T. A.; AZZONI, C. R. Convergência de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras: custo de vida e aspectos de demanda e oferta de trabalho. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 36, n. 3, dezembro, 2006.

MYRDAL, G. **Economic theory and under-developed regions**. London: Methuen, 1963.

MORENO-TERNERO, J. D. On the design of equal-opportunity policies. **Investigaciones Económicas**, v. 31, n. 3, p. 351-74, 2007.

NACLE, D. P. **Estimadores de máxima verossimilhança em modelos de regressão logística na situação de separação quase-completa**. 2004. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

OK, E. A. On opportunity inequality measurement. **Journal of Economic Theory**, vol. 77, issue 2, p. 300-329, december, 1997.

OK, E. A.; KRANICH, L. The measurement of opportunity inequality: a cardinality-based approach, **Social Choice and Welfare**, vol. 15, issue 2, p. 263-287, march, 1998.

OREIRO J. L. Progresso tecnológico, crescimento econômico e as diferenças internacionais nas taxas de crescimento de renda per capita: uma crítica aos modelos neoclássicos de crescimento. **Economia e Sociedade**. Campinas, v. 12, n. 1, p. 41-67, janeiro, 1999.

OREIRO, J. L. Economia pós-keynesiana: origem, programa de pesquisa, questões resolvidas e desenvolvimentos futuros. Fundação de Economia e Estatística, **Ensaio FEE**, v. 32, n. 2, p. 283-312, novembro, 2011.

PAGE, M.; ROEMER, J. The US fiscal system as an equal opportunity device. In: HASSET, K.; HUBBARD, R. G. (eds). **The Role of Inequality in Tax Policy**. Washington DC: The American Enterprise Institute Press, 2001. cap. 4, p. 134-165.

PARTRIDGE, M. D. Is Inequality Harmful for Growth? Comment. **American Economic Review**, v. 87, n. 5, p. 1019-1032, december, 1997.

PATTANAIK, P. K.; XU, Y. On ranking opportunity sets in terms of freedom of choice. Université Catholique de Louvain, **Recherches Économiques de Louvain**, v. 56, n. 3/4, p. 383-390, 1990.

PERAGINE, V. Ranking income distributions on the basis of equality of opportunity. In: Dipartimento di economia pubblica e territoriale, Università di Pavia, Istituzioni Politiche e Finanza Pubblica, **Atti XI Conferenza**, v. 2, march, 2000.

\_\_\_\_\_. Opportunity egalitarianism and income inequality: the rank-dependent approach. **Mathematical Social Sciences**, v. 44, p. 45-64, september, 2002.

\_\_\_\_\_. Ranking income distributions according to equality of opportunity. **Journal of Economic Inequality**, v. 2, issue 1, p.11-30, april, 2004.

PERAGINE, V.; SERLENGA, L. Higher education and equality of opportunity in Italy. **Research on Economic Inequality**, v. 16, p. 67-97, 2008.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. Is inequality harmful for growth? **American Economic Review**, v. 84, n. 3, p. 600-621, june, 1994.

PISTOLESI, N. Inequality of opportunity in the land of opportunities, 1968-2001. **Journal of Economic Inequality**, v. 7, issue 4, p. 411-433, december, 2009.

QUAH, D. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization and convergence clubs. **Journal of Economic Growth**. v. 2, issue 1, march, 1997.

RAMOS, X.; VAN DE GAER, D. Empirical approaches to inequality of opportunity: Principles, measures, and evidence. **IZA Discussion Paper Series**, n. 6672, june, 2012.

RAMSEY, F. A mathematical theory of saving. **Economic Journal**, v. 38, n. 152, p. 543–559, december, 1928.

RAVALLION, M. Inequality when effort matters. National Bureau of Economic Researches, **NBER Working Papers**, n. 21394, july, 2015.

RAWLS, J. **A theory of justice**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1971.

REBELO, S. **Long run policy analysis and long run growth**. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 500-521, june, 1991.

RIBEIRO, E. C. B. de A. **Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005**. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2010.

RODRÍGUEZ, J. G., Partial equality-of-opportunity orderings. **Social Choice and Welfare**, v. 31, issue 3, p. 435–456, october, 2008.

ROEMER, J. E. A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner. **Philosophy & Public Affairs**, v. 22, n. 2, p. 146-166, 1993.

\_\_\_\_\_. **Equality of opportunity**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1998.

ROEMER, J. E.; TRANNOY, A. **Equality of opportunity: theory and measurement**. **Journal of Economic Literature**, v. 53, n.1, march, 2015. Disponível em: <[https://www.researchgate.net/publication/281404358\\_Equality\\_of\\_Opportunity\\_Theory\\_and\\_measurement](https://www.researchgate.net/publication/281404358_Equality_of_Opportunity_Theory_and_measurement)>. Acesso em: 18/04/2016.

ROEMER, J. E.; AABERGE, R.; COLOMBINO, U.; FRITZELL, J.; JENKINS, S. P.; LEFRANC, A., et al., To what extent do fiscal regimes equalize opportunities for income acquisition among citizens? **Journal of Public Economics**, v. 87, issues 3-4, p. 539–65, march, 2003.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **The Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, october, 1986.

\_\_\_\_\_. Growth based on increasing returns due to specialization. **American Economic Review**, v. 77, p. 56–62, may, 1987.

\_\_\_\_\_. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, part 2, p. S71-S102, october, 1990.

RUIZ-CASTILLO, J. The measurement of the inequality of opportunities. **Research on Economic Inequality**, v. 9, p. 1–34, 2003.

SALA-I-MARTIN, X. **Apuntes de crecimiento económico**. 2. ed. Barcelona: Antoni Bosch Editor S.A., 2000.

SCHÜTZ, G.; URSPRUNG, H. W.; WOESSMANN, L. Education policy and equality of opportunity. **IZA Discussion Paper Series**, n. 1906, december, 2005.

SEN, A. Real national income. **Review of Economic Studies**, v. 43, n. 1, p.19-39, february, 1976.

\_\_\_\_\_. **Commodities and capabilities**. Amsterdam: North-Holland, 1985.

SHESHINSKI, E. Optimal accumulation with learning by doing. In: SHELL, K. (ed.). **Essays on the theory of optimal economic growth**. Cambridge, MA: MIT Press, 1967, p. 31–52.

SILVEIRA NETO, R. da M.; AZZONI, C. R. Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil. **Regional Studies**, v. 45, issue 4, p. 453-461, april, 2011.

SINGH, A. Inequality of opportunity in earnings and consumption expenditure: the case of indian Men. **Review of Income and Wealth Series**, v. 58, issue 1, p. 79-106, march, 2012.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, february, 1956.

SULIANO, D. C.; MIRO, V. H.; JESUS FILHO, J. Avaliando as condições de oportunidade a partir do índice de oportunidade humana ao longo da década de 2000: evidências para o Ceará. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, v. 35, n. 127, p. 205-223, julho-dezembro, 2014.

SULLIVAN, A.; SHEFFRIN, S. M. **Economics: principles in action**. Upper Saddle River, New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2003.

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. **Economic Record**, vol. 32, issue 2, p. 334–361, november, 1956.

VAN DE GAER, D. **Equality of opportunity and investment in human capital**. 1993. Dissertation (Ph.D.) - Leuven University. Leuven, 1993.

VEGA, J. R.M., BARROS, R. P., SAAVEDRA, J.; GIUGALE, M. Do our children have a chance? In: World Bank. **The 2010 human opportunity report for Latin America and the Caribbean**, Washington DC: World Bank, 2010.

VOITCHOVSKY, S. Inequality and economic growth. In: SALVERDA, W.; NOLAN, B.; SMEEDING, T. (Eds.). **Oxford Handbook of Economic Inequality**. London: Oxford University Press, 2009. p. Disponível em: <<http://www.oxfordhandbooks.com/view/10.1093/oxfordhb/9780199606061.001.0001/oxfordhb-9780199606061-e-22?print=pdf>>. Acesso em 08/09/2016.

WALTENBERG, F. D.; VANDENBERGHE, V. What does it take to achieve equality of opportunity in education?: An empirical investigation based on brazilian data. **Economics of Education Review**, v. 26, issue 6, p. 709-723, december, 2007.

WEYMARK, J. A. Generalized gini indices of equality of opportunity. **Journal of Economic Inequality**, v. 1, issue 1, p. 5-24, april, 2003.

WORLD BANK. **World development report 2006: equity and development**. Washington, DC: The World Bank and Oxford University Press, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. (Tradução da 2ª Edição *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South Western College Publishing), São Paulo: Cengage Learning, 2011.

ZORN, C. A solution to separation in binary response models. **Political Analysis**, v. 13, n. 2, p. 157-170, 2005.

## APÊNDICE

Tabela 7: Correlograma das Variáveis de Circunstância

	<b>sexo</b>	<b>raca</b>	<b>presmae</b>	<b>metrop</b>	<b>area</b>	<b>logrenpcdef</b>	<b>refsexo</b>	<b>refraca</b>	<b>nmorad</b>	<b>ncrian</b>	<b>refsexo</b>	<b>refraca</b>	<b>medescresp</b>	<b>difescresp</b>
<b>sexo</b>	1													
<b>raca</b>	-0,0118	1												
<b>presmae</b>	-0,0052	0,0528	1											
<b>metrop</b>	-0,0001	0,0618	0,0286	1										
<b>area</b>	-0,004	0,0994	0,0124	0,4011	1									
<b>logrenpcdef</b>	0,0004	0,1049	-0,0061	0,1177	0,1023	1								
<b>refsexo</b>	-0,0007	0,026	0,02	-0,1185	-0,0986	-0,0329	1							
<b>refraca</b>	0,0023	0,613	0,0481	0,0541	0,0869	0,1019	0,0323	1						
<b>nmorad</b>	-0,0026	-0,1729	-0,0287	-0,1377	-0,1889	-0,1164	0,0241	-0,1458	1					
<b>ncrian</b>	-0,0028	-0,1405	0,0226	-0,1155	-0,1449	-0,1218	0,0329	-0,1249	0,4911	1				
<b>refsexo</b>	-0,0007	0,026	0,02	-0,1185	-0,0986	-0,0329	10.000	0,0323	0,0241	0,0329	1			
<b>refraca</b>	0,0023	0,613	0,0481	0,0541	0,0869	0,1019	0,0323	10.000	-0,1458	-0,1249	0,0323	1		
<b>medescresp</b>	0,0024	0,2544	0,1301	0,3124	0,3513	0,245	-0,0804	0,2386	-0,3486	-0,2669	-0,0804	0,2386	1	
<b>difescresp</b>	-0,0012	-0,021	0,0087	0,0154	0,057	-0,0019	-0,0452	-0,0214	-0,0421	-0,0305	-0,0452	-0,0214	0,0463	1

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 1: Descrição das Variáveis de Circunstância

Grupo	Nomenclatura	Cód. PNAD	Variável	Especificação
Discriminação Direta	Sexo da Criança	V0302	sexo	Binária: 1 – Masculino 0 – Feminino
	Raça ou Etnia da Criança	V0404	raca	Binária: 1 – Branca 0 – Não Branca
Locacional	Área Censitária	V4727	metrop	Binária: 1 – Região Metropolitana 0 – Região Não Metropolitana
	Situação Censitária	V4728	area	Binária: 1 – Urbana 0 – Rural
Background Familiar	Mãe Mora no Domicílio	V0406	presmae	Binária: 1 – Mãe Presente 0 – Mãe Ausente
	Renda Real Mensal Familiar <i>per capita</i>	V4722 e V4724	logrenpcdef	Logaritmo
	Número de Componentes da Família	V4724	nmorad	Discreta
	Sexo da Pessoa de Referência	V0302 e V0401	refsexo	Binária: 1 – Masculino 0 – Feminino
	Raça ou Etnia da Pessoa de Referência	V0404 e V0401	refraca	Binária: 1 – Branca 0 – Não Branca
	Número de Crianças na Família	V0401 e V8005	ncrian	Discreta
	Média entre os Anos de Estudo da Pessoa de Referência e de seu Cônjuge	V4703, V4803* e V0401	medescresp	Contínua
	Diferença, em Termos Absolutos, entre os Anos de Estudo da Pessoa de Referência e de seu Cônjuge	V4703, V4803* e V0401	difescresp	Discreta

Fonte: Elaboração própria.

\* Utilizada apenas para os anos de 2007 e 2011, uma vez que a variável a ela correspondente apresenta outro código nos anos anteriores (V4703).

Quadro 2: Descrição das Variáveis de Oportunidade

Dimensão	Nomenclatura	Cód. PNAD	Variável	Especificação
Condições de Habitação	Acesso à Água Canalizada	V0211	agua	Binária: 1 – Com Acesso 0 – Sem Acesso
	Acesso à Saneamento Básico	V0217	sanea	Binária: 1 – Com Acesso 0 – Sem Acesso
	Acesso à Coleta de Lixo	V0218	lixo	Binária: 1 – Com Acesso 0 – Sem Acesso
	Acesso à Energia Elétrica	V0219	eletri	Binária: 1 – Com Acesso 0 – Sem Acesso
Educação	Frequência à Creche e Pré-Escola	V8005 e V0602	freqpresc	Binária: 1 – Com Acesso 0 – Sem Acesso
	Frequência à Escola	V8005 e V0602	freqesc	Binária: 1 – Com Acesso 0 – Sem Acesso
	Idade Escolar Adequada	V8005, V0605 e V6030	idescad	Binária: 1 – Com Idade Escolar Correta 0 – Sem Idade Escolar Correta

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8: Idade Adequada no Ensino Fundamental

Ensino Fundamental 1995-2006	Ensino Fundamental 2007-2013	Idade Adequada (anos)
	1º ano	≤ 6
1ª série	2º ano	≤ 7
2ª série	3º ano	≤ 8
3ª série	4º ano	≤ 9
4ª série	5º ano	≤ 10
5ª série	6º ano	≤ 11
6ª série	7º ano	≤ 12
7ª série	8º ano	≤ 13
8ª série	9º ano	≤ 14

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 3: Detalhamento das Variáveis Principais da Análise de Convergência

Nomenclatura	Cód. PNAD	Variável	Especificação
Renda Real Mensal Familiar <i>per capita</i> Média	V4722, V4724 e V4611	logrendpc	Logaritmo
Taxa de Crescimento da Renda Real Mensal Familiar <i>per capita</i> Média	V4722, V4724 e V4611	tx_cresc	Decimal
Índice de Oportunidade Humana	-	ioh	Percentual

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 4: Detalhamento das Variáveis de Controle da Análise de Convergência

Nomenclatura	Cód. PNAD	Variável	Especificação
PIB Real <i>per capita</i>	-	pibpc	Contínua
Média de Anos no Trabalho	V9611, V9612, V4729 e V8005*	exper	Contínua
Anos Médios de Estudo da População	V4703, V4803** e V4729	estud	Contínua
Proporção de Homens da População	V0302 e V4729	hom	Decimal
Participação da Renda do Trabalho no Rendimento Total	V4719, V4720 e V4729	wtrab	Decimal
Participação do Setor Agropecuário no Total de Pessoas Empregadas	V4709***, V4729 e V4809	agropec	Decimal
Participação do Setor Industrial no Total de Pessoas Empregadas	V4709***, V4729 e V4809	indust	Decimal
Participação do Setor de Construção Civil no Total de Pessoas Empregadas	V4709***, V4729 e V4809	constru	Decimal
Participação do Setor de Comércio e Serviços no Total de Pessoas Empregadas	V4709***, V4729 e V4809	serv	Decimal
Taxa de Urbanização	V4728 e V4729	urb	Decimal
Participação na População Economicamente Ativa	V4704 e V4729	pea	Decimal
Índice de Gini	V4722, V4724 e V4729	gini	Decimal
Índice de Theil-T	V4722, V4724 e V4729	theil_t	Decimal
Índice de Theil-L	V4722, V4724 e V4729	theil_l	Decimal

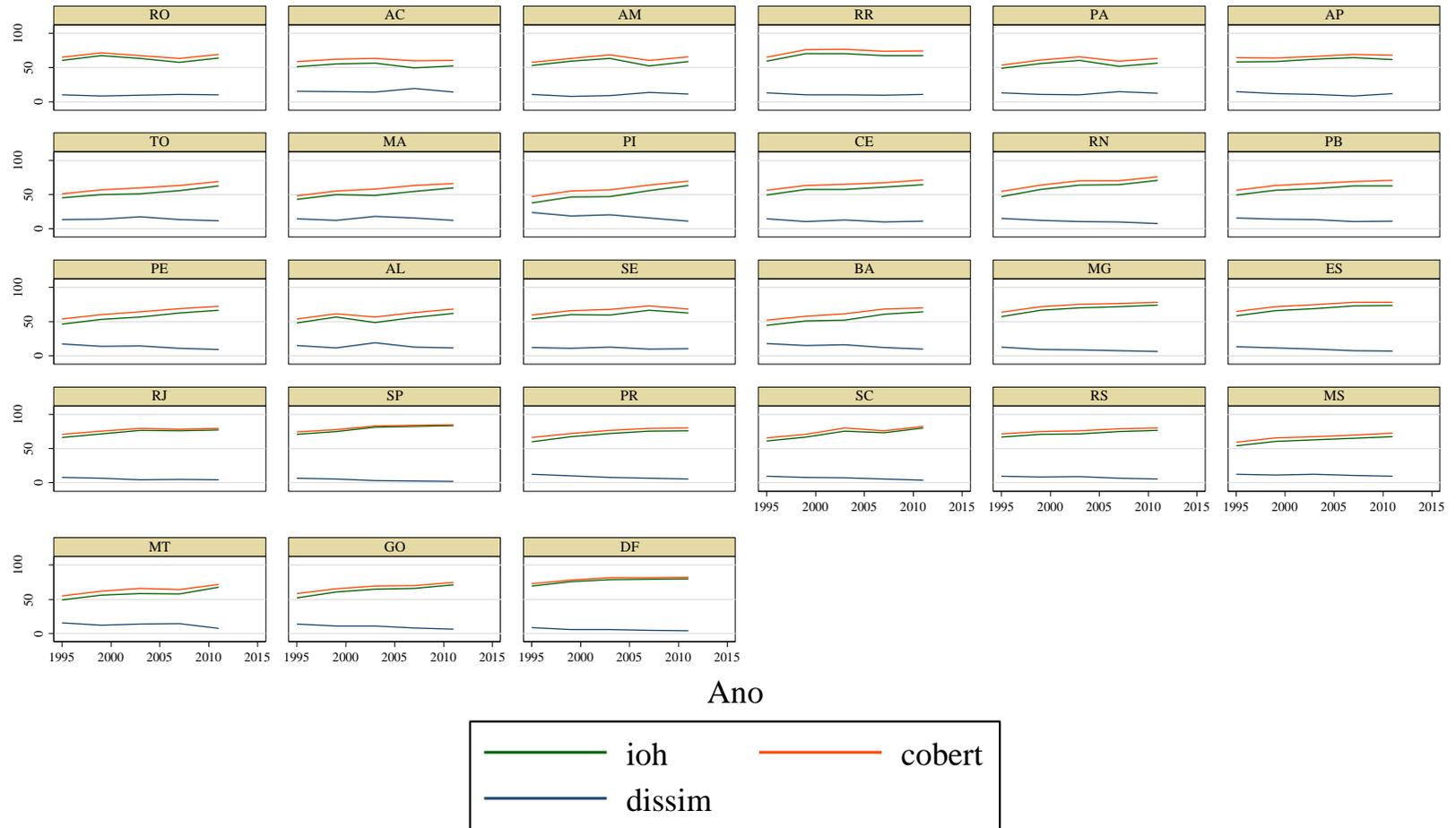
Fonte: Elaboração própria.

\* Utilizada para retirar dos dados as observações referentes às pessoas que tinham menos de 10 anos de idade quando ingressaram no trabalho.

\*\* Utilizada apenas para os anos de 2007 e 2011, uma vez que a variável a ela correspondente apresenta outro código nos anos anteriores (V4703).

\*\*\* Empregada unicamente para os anos de 1995 e 1999, dado que a variável a ela equivalente é representada por outro código nos anos seguintes (V4809).

Gráfico 1: Evolução do Índice de Oportunidade Humana e de seus Componentes por Estado



Graphs by ufs

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs de cada ano.

Tabela 9: Índices de Oportunidade Humana e seus Componentes para cada Unidade Federativa Brasileira de 1995 a 2011

UF	Ano	IOH	Tx. de Cobertura	Dissimilaridade
RO	1995	60,762	65,264	10,286
RO	1999	67,751	71,731	8,720
RO	2003	63,417	67,434	9,696
RO	2007	57,976	63,320	11,050
RO	2011	63,963	69,519	10,461
AC	1995	51,526	58,711	15,432
AC	1999	55,271	62,139	14,682
AC	2003	56,521	63,754	14,246
AC	2007	49,817	60,289	19,319
AC	2011	52,826	60,880	14,393
AM	1995	53,415	57,914	10,670
AM	1999	59,575	63,330	8,013
AM	2003	63,745	68,677	9,096
AM	2007	52,626	60,450	13,502
AM	2011	58,906	66,097	11,646
RR	1995	59,300	65,034	13,099
RR	1999	70,566	76,485	10,039
RR	2003	70,719	76,637	10,464
RR	2007	67,493	73,755	9,554
RR	2011	67,674	74,510	10,713
PA	1995	48,858	53,989	12,921
PA	1999	56,252	61,275	10,971
PA	2003	60,611	65,982	10,081
PA	2007	51,980	59,649	14,835
PA	2011	56,758	63,836	12,682
AP	1995	58,535	64,705	14,745
AP	1999	58,782	64,433	12,076
AP	2003	62,587	66,393	10,975
AP	2007	64,549	69,582	8,729
AP	2011	61,975	68,424	11,787
TO	1995	45,195	51,039	13,654
TO	1999	50,160	56,834	14,375
TO	2003	51,201	60,082	17,766
TO	2007	56,007	63,188	13,301
TO	2011	62,675	69,130	11,866
MA	1995	42,836	48,395	14,769
MA	1999	49,739	55,309	12,516
MA	2003	48,704	57,868	18,299
MA	2007	54,444	63,523	15,977
MA	2011	59,828	66,306	12,138
PI	1995	37,777	47,140	24,066
PI	1999	46,568	55,105	18,676
PI	2003	47,334	56,790	20,721
PI	2007	55,524	63,722	15,973
PI	2011	63,156	69,648	10,923
CE	1995	49,609	56,410	14,645
CE	1999	57,470	63,478	10,517
CE	2003	57,826	65,300	12,693
CE	2007	61,262	67,451	10,196
CE	2011	64,585	71,514	11,120
RN	1995	47,340	54,390	15,436

Tabela 9: Índices de Oportunidade Humana e seus Componentes para cada Unidade Federativa Brasileira de 1995 a 2011 (Continuação)

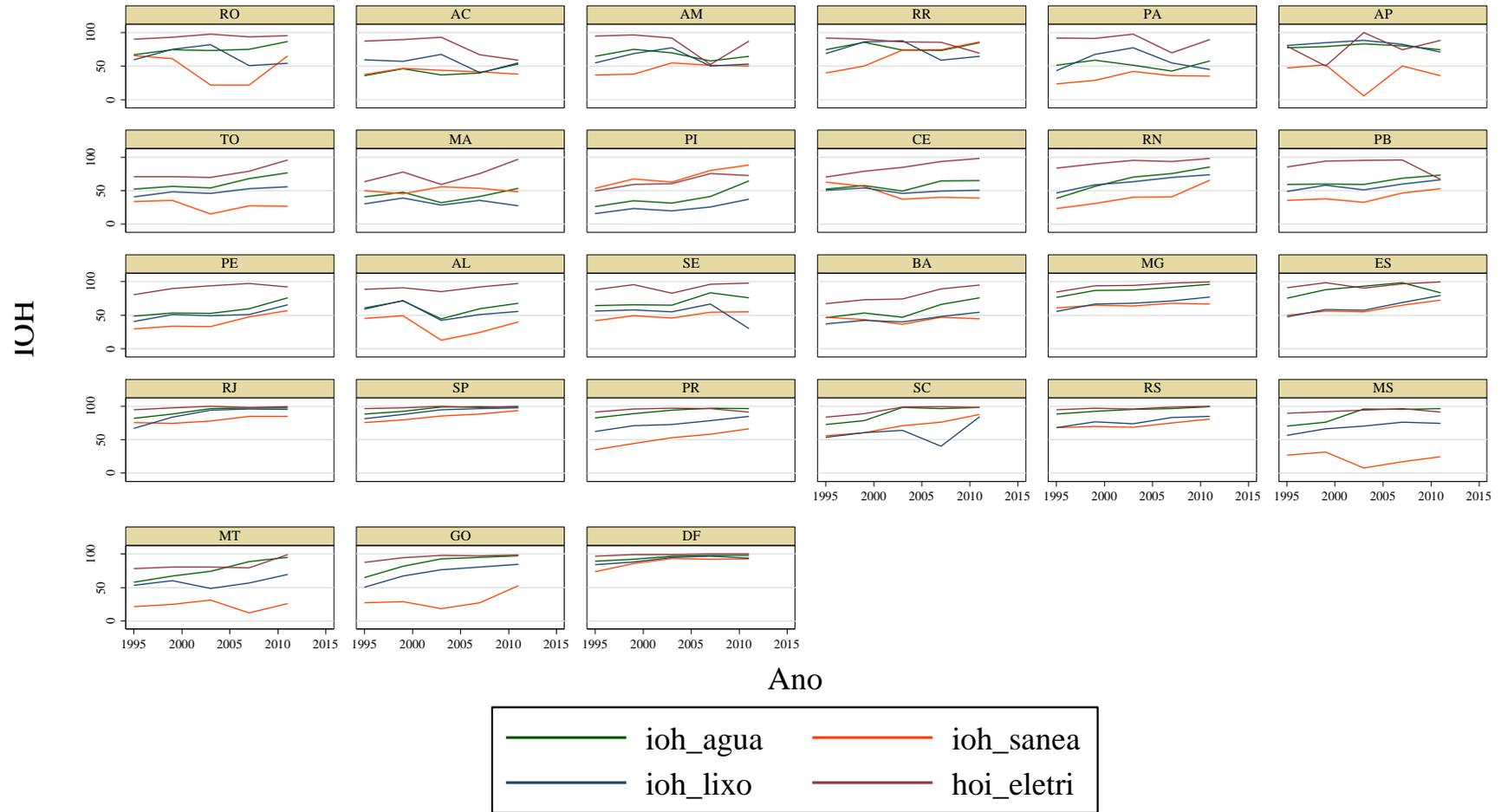
UF	Ano	IOH	Tx. de Cobertura	Dissimilaridade
RN	1999	57,319	63,998	12,376
RN	2003	63,857	70,246	10,597
RN	2007	64,649	70,452	9,720
RN	2011	70,763	75,933	7,533
PB	1995	49,244	56,094	16,085
PB	1999	56,347	63,218	13,835
PB	2003	58,530	66,202	13,619
PB	2007	62,612	69,163	10,916
PB	2011	62,981	70,559	11,473
PE	1995	46,225	53,900	17,212
PE	1999	53,389	60,391	14,036
PE	2003	56,553	64,291	14,399
PE	2007	62,359	69,060	11,011
PE	2011	66,450	72,313	8,914
AL	1995	48,004	53,808	15,097
AL	1999	56,536	61,519	11,361
AL	2003	48,531	56,913	19,029
AL	2007	56,130	63,016	13,002
AL	2011	61,779	68,543	11,518
SE	1995	53,781	59,725	12,103
SE	1999	60,016	66,259	11,066
SE	2003	59,567	67,488	12,834
SE	2007	66,609	72,775	9,986
SE	2011	62,376	68,041	10,304
BA	1995	44,329	52,097	17,916
BA	1999	50,655	57,924	14,789
BA	2003	52,149	61,113	16,257
BA	2007	60,705	68,291	12,247
BA	2011	64,042	70,258	10,023
MG	1995	57,503	63,449	12,370
MG	1999	66,663	71,559	9,324
MG	2003	70,127	75,322	8,437
MG	2007	71,513	76,283	7,363
MG	2011	73,843	77,962	6,282
ES	1995	58,370	65,028	13,044
ES	1999	65,821	71,914	11,285
ES	2003	68,669	74,727	9,659
ES	2007	72,947	78,080	7,542
ES	2011	73,561	78,395	6,807
RJ	1995	66,458	70,820	8,070
RJ	1999	71,664	75,376	6,610
RJ	2003	76,832	79,620	4,626
RJ	2007	76,353	78,641	4,825
RJ	2011	77,438	79,690	4,188
SP	1995	71,126	74,582	6,792
SP	1999	75,234	77,867	5,304
SP	2003	81,368	83,345	3,429
SP	2007	82,411	84,112	2,629
SP	2011	83,908	85,163	1,926
PR	1995	60,149	66,140	12,383
PR	1999	67,232	72,376	9,971

Tabela 9: Índices de Oportunidade Humana e seus Componentes para cada Unidade Federativa Brasileira de 1995 a 2011 (Continuação)

UF	Ano	IOH	Tx. de Cobertura	Dissimilaridade
PR	2003	72,203	76,747	7,620
PR	2007	75,384	79,622	6,533
PR	2011	76,327	80,128	5,755
SC	1995	60,985	65,799	9,706
SC	1999	66,936	71,083	7,695
SC	2003	75,834	80,444	7,137
SC	2007	72,976	76,294	5,751
SC	2011	80,314	82,815	3,602
RS	1995	67,165	71,452	9,320
RS	1999	70,974	74,985	8,271
RS	2003	71,451	76,173	8,800
RS	2007	75,111	78,941	6,486
RS	2011	76,986	80,153	5,310
MS	1995	54,054	59,228	12,618
MS	1999	60,693	65,559	10,999
MS	2003	63,014	67,327	12,289
MS	2007	65,121	70,021	10,882
MS	2011	67,388	72,582	9,851
MT	1995	49,209	55,097	15,408
MT	1999	56,009	61,769	11,992
MT	2003	58,562	66,047	13,827
MT	2007	58,128	64,282	14,610
MT	2011	67,926	72,043	7,686
GO	1995	52,237	58,353	13,885
GO	1999	60,709	65,567	10,855
GO	2003	64,869	69,691	11,073
GO	2007	66,213	70,269	8,430
GO	2011	71,483	74,869	6,319
DF	1995	69,575	73,280	8,561
DF	1999	75,878	78,474	5,620
DF	2003	78,944	81,597	5,571
DF	2007	79,325	81,679	4,449
DF	2011	79,739	82,165	4,143

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs de cada ano.

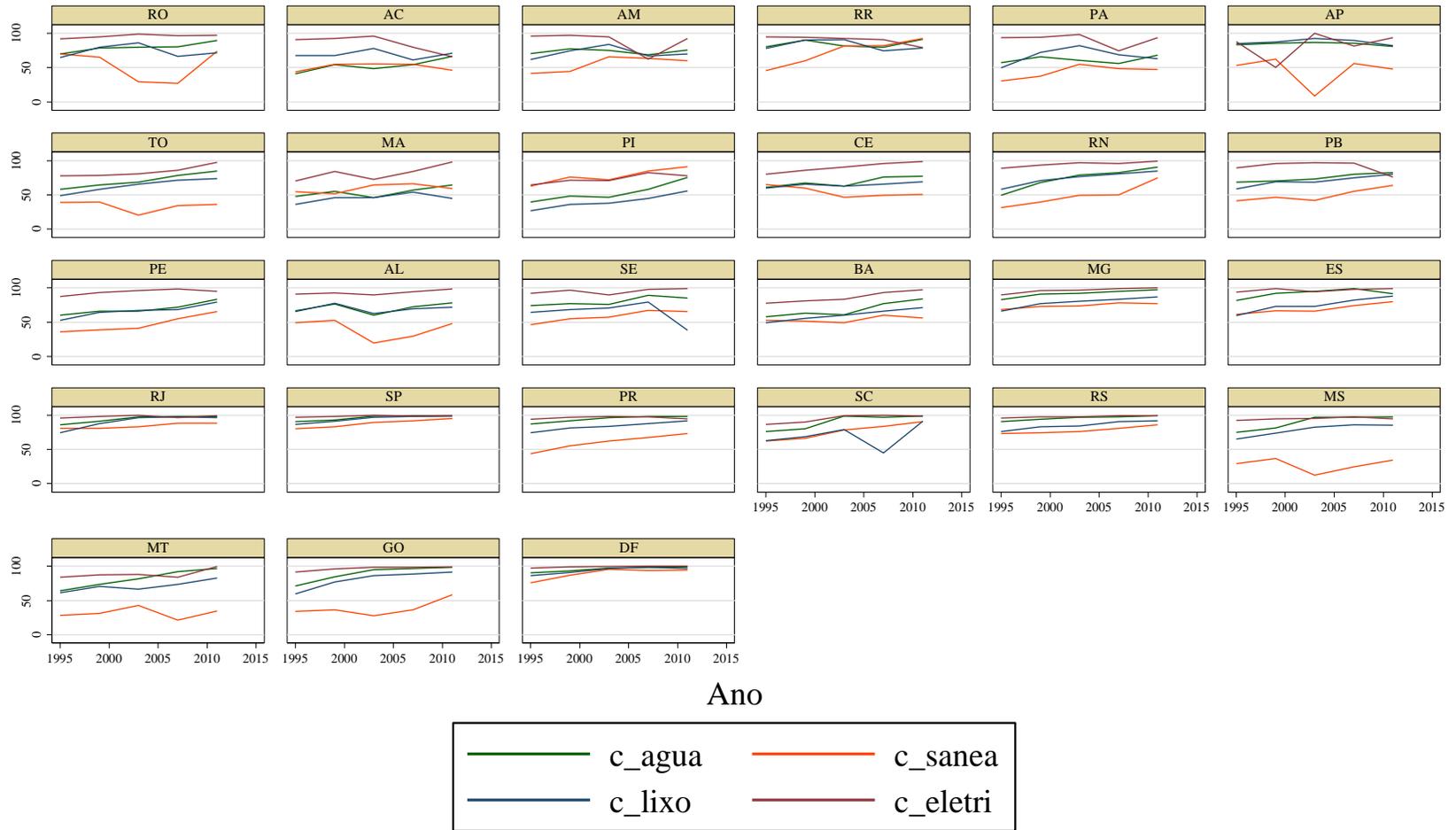
Gráfico 2: Evolução dos Índices de Oportunidade Humana das Oportunidades Habitacionais por Estado



Graphs by ufs

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs de cada ano.

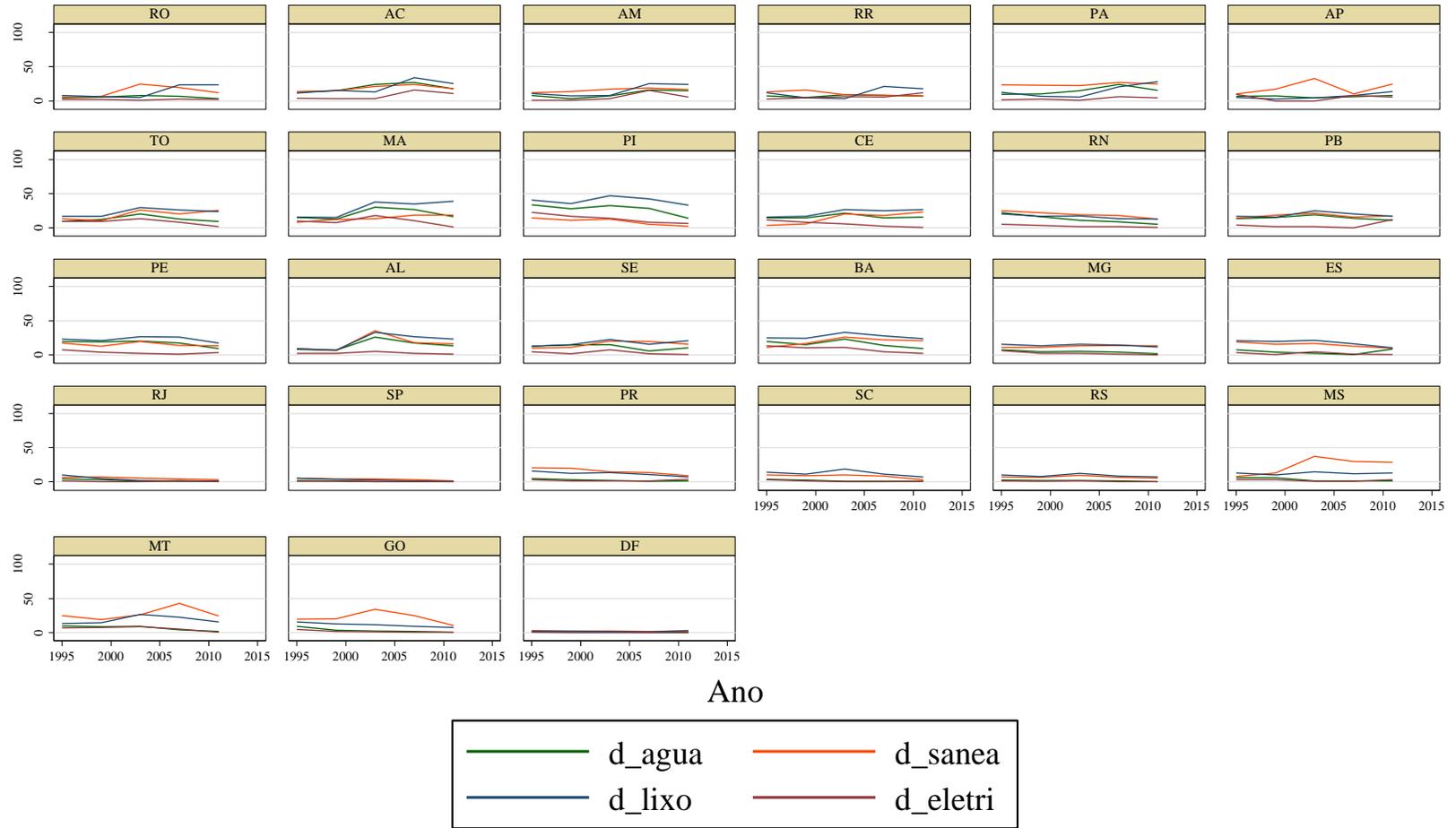
Gráfico 3: Evolução das Taxas de Cobertura das Oportunidades Habitacionais por Estado



Graphs by ufs

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs de cada ano.

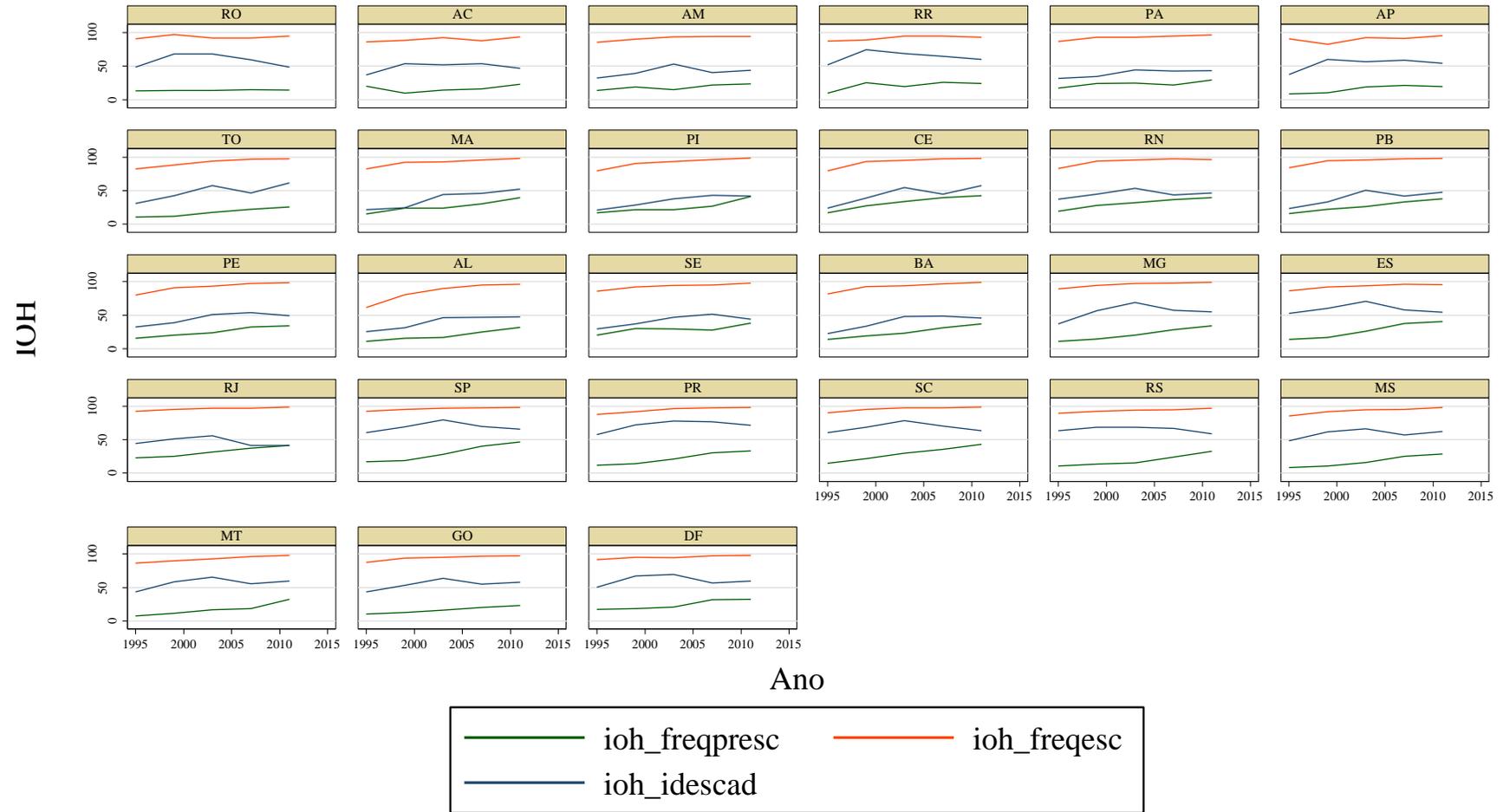
Gráfico 4: Evolução dos Índices de Dissimilaridade das Oportunidades Habitacionais por Estado



Graphs by ufs

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs de cada ano.

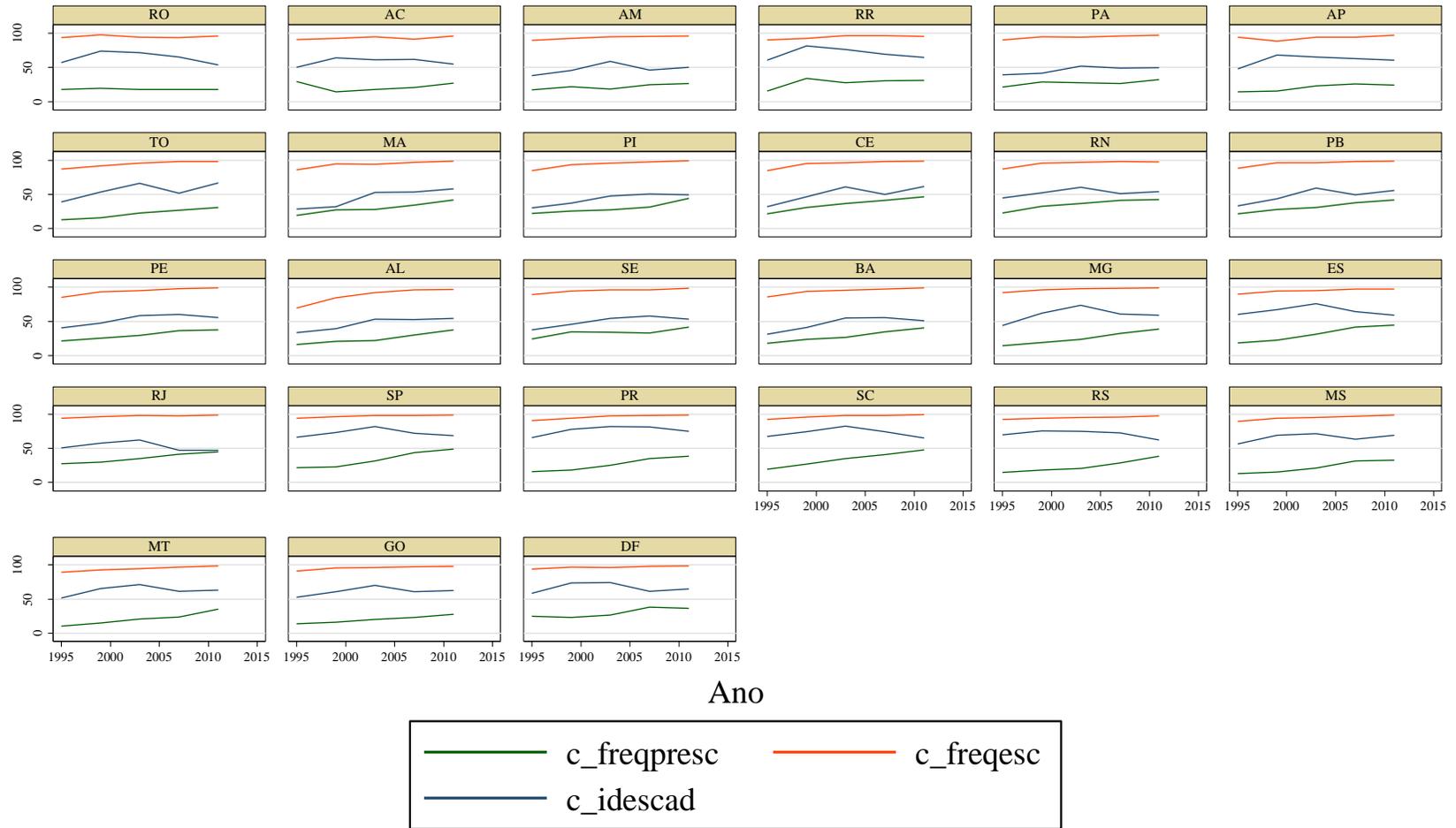
Gráfico 5: Evolução dos Índices de Oportunidade Humana das Oportunidades Educacionais por Estado



Graphs by ufs

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs de cada ano.

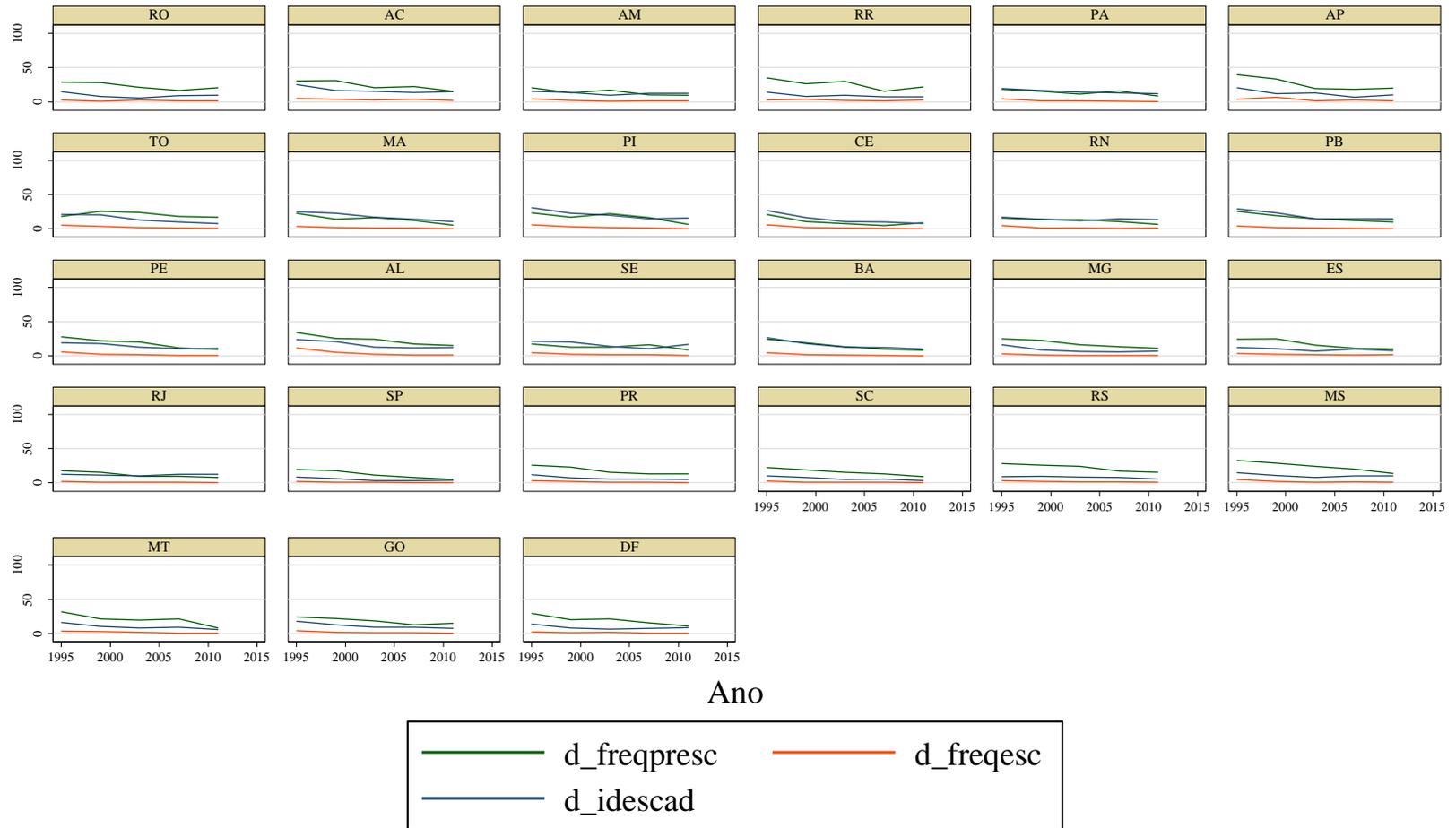
Gráfico 6: Evolução da Taxa de Cobertura das Oportunidades Educacionais por Estado



Graphs by ufs

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs de cada ano.

Gráfico 7: Evolução do Índice de Dissimilaridade das Oportunidades Educacionais por Estado



Graphs by ufs

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados das PNADs de cada ano.

Tabela 10: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo\_1 de Análise de Convergência

<b>Variável dependente tx_cresc</b>						
<b>Variáveis</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>P&gt; t </b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão Robusto</b>	<b>P&gt; t </b>
logrendpc	-0,728	0,104	0,000	-0,728	0,114	0,000
piGPC	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,004
wtrab	0,729	0,287	0,013	0,729	0,287	0,017
agropec	0,82	0,691	0,238	0,82	0,669	0,231
indust	1,113	0,806	0,171	1,113	0,902	0,228
constru	1,399	0,973	0,154	1,399	0,893	0,129
serv	1,159	0,734	0,118	1,159	0,88	0,199
estud	0,079	0,03	0,011	0,079	0,033	0,025
pea	-4,077	3,667	0,269	-4,077	2,807	0,158
urban	-3,597	0,268	0,182	-0,36	0,245	0,153
exper	-0,018	0,02	0,365	-0,018	0,033	0,581
hom	-4,086	1,381	0,004	-4,086	1,119	0,001
constante	4,049	1,349	0,003	4,049	1,254	0,003
Número de Observações						135
Número de Grupos						27
R2			within (0,6432)	between (0,0361)	overall (0,1958)	
Teste de Wooldridge (Autocorrelação)			F(1, 26) = 3,191		Prob > F = 0,0857	
Teste de Hausman			chi2(11) = 66,00		Prob > chi2 = 0,0000	
Teste de Wald (Heterocedasticidade)			chi2(27) = 1736,03		Prob > chi2 = 0,0000	
Teste de Pesaran (Correlação Contemporânea)			0,723		Pr = 0,4697	
Teste F para a Estimacão com Erros-Padrão Robustos			F(12,26) = 45,83		Prob > F = 0,0000	

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 11: Estimacão Não-Robusta dos Parâmetros do Modelo\_2 de Análise de Convergência

<b>Variável dependente tx_cresc</b>			
<b>Variáveis</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>P&gt; t </b>
logrendpc	-0,451	0,068	0,000
ioh	0,005	0,002	0,002
piGPC	0,000	0,000	0,000
wtrab	1,127	0,202	0,000
agropec	1,474	0,433	0,001
indust	0,895	0,380	0,018
constru	1,347	0,662	0,042
serv	1,077	0,460	0,019
estud	0,060	0,026	0,023
pea	-0,547	0,257	0,033
urban	-0,072	0,187	0,702
exper	-0,027	0,012	0,019
hom	-3,679	1,015	0,000
constante	1,650	0,890	0,064
Número de Observações			135
Número de Grupos			27
R2	within (0,6366)	between (0,5205)	overall (0,6005)
Teste de Wooldridge (Autocorrelação)			F(1, 26) = 0,938
Teste de Hausman			chi2(12) = 6,94
Teste de Pesaran (Correlação Contemporânea)			0,372
Teste F			Wald chi2(13) = 181,92

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 12: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo\_3 de Análise de Convergência

<b>Variável dependente tx_cresc</b>						
<b>Variáveis</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>P&gt; t </b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão Robusto</b>	<b>P&gt; t </b>
logrendpc	-0,667	0,107	0,000	-0,667	0,148	0,000
pibpc	0,000	0,000	0,005	0,000	0,000	0,032
wtrab	0,755	0,282	0,009	0,755	0,284	0,013
agropec	0,970	0,683	0,159	0,970	0,807	0,240
indust	0,990	0,795	0,216	0,990	0,928	0,296
constru	1,130	0,965	0,245	1,130	0,969	0,254
serv	1,137	0,722	0,119	1,137	0,952	0,243
estud	0,059	0,031	0,064	0,059	0,041	0,159
pea	-3,599	3,612	0,322	-3,599	2,831	0,215
urban	-0,315	0,264	0,237	-0,315	0,260	0,237
exper	-0,027	0,020	0,187	-0,027	0,033	0,430
hom	-4,261	1,360	0,002	-4,261	1,108	0,001
gini	-0,807	0,387	0,040	-0,807	0,610	0,198
constante	4,403	1,337	0,001	4,403	1,255	0,002
Número de Observacões						135
Número de Grupos						27
R2			within (0,6588)	between (0,0774)	overall (0,2776)	
Teste de Wooldridge (Autocorrelacão)				F(1, 26) = 2,052		Prob > F = 0,1640
Teste de Hausman				chi2(12) = 37,98		Prob > chi2 = 0,0002
Teste de Wald (Heterocedasticidade)				chi2(27) = 734,80		Prob > chi2 = 0,0000
Teste de Pesaran (Correlacão Contemporânea)				0,708		Pr = 0,4787
Teste F para a Estimacão com Erros-Padrão Robustos				F(13,26) = 35,30		Prob > F = 0,0000

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 13: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo\_4 de Análise de Convergência

<b>Variável dependente tx_cresc</b>						
<b>Variáveis</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>P&gt; t </b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão Robusto</b>	<b>P&gt; t </b>
logrendpc	-0,641	0,107	0,000	-0,641	0,151	0,000
pibpc	0,000	0,000	0,005	0,000	0,000	0,023
wtrab	0,787	0,280	0,006	0,787	0,287	0,011
agropec	0,989	0,675	0,146	0,989	0,835	0,247
indust	1,001	0,786	0,206	1,001	0,968	0,310
constru	1,163	0,951	0,225	1,163	1,014	0,262
serv	1,127	0,715	0,118	1,127	1,002	0,271
estud	0,055	0,031	0,077	0,055	0,040	0,174
pea	-3,389	3,577	0,346	-3,389	2,716	0,223
urban	-0,322	0,261	0,221	-0,322	0,241	0,193
exper	-0,026	0,020	0,190	-0,026	0,032	0,418
hom	-4,121	1,343	0,003	-4,121	1,123	0,001
theil_t	-0,322	0,127	0,013	-0,322	0,213	0,142
constante	3,939	1,313	0,003	3,939	1,422	0,010
Número de Observacões						135
Número de Grupos						27
R2			within (0,6659)	between (0,0782)	overall (0,2967)	
Teste de Wooldridge (Autocorrelacão)				F(1, 26) = 2,135		Prob > F = 0,1559
Teste de Hausman				chi2(12) = 26,34		Prob > chi2 = 0,0096
Teste de Wald (Heterocedasticidade)				chi2(27) = 1244,44		Prob > chi2 = 0,0000
Teste de Pesaran (Correlacão Contemporânea)				0,643		Pr = 0,5205
Teste F para a Estimacão com Erros-Padrão Robustos				F(13,26) = 35,02		Prob > F = 0,0000

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 14: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo\_5 de Análise de Convergência

<b>Variável dependente tx_cresc</b>						
<b>Variáveis</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>P&gt; t </b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão Robusto</b>	<b>P&gt; t </b>
logrendpc	-0,676	0,105	0,000	-0,676	0,145	0,000
pibpc	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,014
wtrab	0,744	0,282	0,010	0,744	0,283	0,014
agropec	0,880	0,678	0,198	0,880	0,743	0,247
indust	0,882	0,799	0,272	0,882	0,891	0,331
constru	1,233	0,958	0,201	1,233	0,991	0,224
serv	1,021	0,724	0,162	1,021	0,913	0,274
estud	0,068	0,030	0,027	0,068	0,037	0,081
pea	-3,420	3,612	0,346	-3,420	2,916	0,252
urban	-0,308	0,264	0,246	-0,308	0,263	0,252
exper	-0,028	0,020	0,172	-0,028	0,033	0,414
hom	-4,205	1,356	0,003	-4,205	1,094	0,001
theil_1	-0,399	0,185	0,033	-0,399	0,276	0,161
constante	4,204	1,326	0,002	4,204	1,318	0,004
Número de Observações						135
Número de Grupos						27
R2	within (0,6599)		between (0,0584)		overall (0,2732)	
Teste de Wooldridge (Autocorrelação)			F(1, 26) = 2,165		Prob > F = 0,1532	
Teste de Hausman			chi2(12) = 114,27		Prob > chi2 = 0,0000	
Teste de Wald (Heterocedasticidade)			chi2(27) = 788,57		Prob > chi2 = 0,0000	
Teste de Pesaran (Correlação Contemporânea)			0,727		Pr = 0,4671	
Teste F para a Estimacão com Erros-Padrão Robustos			F(13,26) = 36,98		Prob > F = 0,0000	

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 15: Estimacão Não-Robusta dos Parâmetros do Modelo\_6 de Análise de Convergência

<b>Variável dependente tx_cresc</b>			
<b>Variáveis</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>P&gt; t </b>
logrendpc	-0,447	0,067	0,000
ioh	0,004	0,002	0,035
pibpc	0,000	0,000	0,000
wtrab	1,018	0,205	0,000
agropec	1,386	0,429	0,001
indust	0,737	0,381	0,053
constru	1,007	0,671	0,133
serv	1,071	0,453	0,018
estud	0,045	0,027	0,089
pea	-0,523	0,253	0,039
urban	-0,087	0,185	0,638
exper	-0,029	0,011	0,011
hom	-4,113	1,020	0,000
gini	-0,652	0,303	0,031
constante	2,528	0,967	0,009
Número de Observações	135		
Número de Grupos	27		
R2	within (0,6558)	between (0,5277)	overall (0,6154)
Teste de Wooldridge (Autocorrelação)	F(1, 26) = 0,710		Prob > F = 0,4070
Teste de Hausman	chi2(13) = 2,99		Prob > chi2 = 0,9980
Teste de Pesaran (Correlação Contemporânea)	0,756		Pr = 0,4494
Teste F	Wald chi2(14) = 192,03		Prob > chi2 = 0,0000

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 16: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo\_7 de Análise de Convergência

<b>Variável dependente tx_cresc</b>						
<b>Variáveis</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>P&gt; t </b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão Robusto</b>	<b>P&gt; t </b>
logrendpc	-0,711	0,105	0,000	-0,711	0,126	0,000
ioh	0,008	0,003	0,003	0,008	0,003	0,012
pibpc	0,000	0,000	0,013	0,000	0,000	0,017
wtrab	0,460	0,289	0,114	0,460	0,337	0,183
agropec	0,854	0,649	0,191	0,854	0,816	0,305
indust	0,645	0,762	0,400	0,645	0,948	0,503
constru	0,783	0,920	0,397	0,783	0,895	0,390
serv	0,583	0,708	0,412	0,583	1,038	0,579
estud	0,093	0,032	0,005	0,093	0,036	0,014
pea	-3,672	3,430	0,287	-3,672	2,389	0,136
urban	-0,334	0,250	0,185	-0,334	0,221	0,143
exper	-0,027	0,019	0,164	-0,027	0,028	0,353
hom	-4,389	1,290	0,001	-4,389	1,120	0,001
theil_t	-0,179	0,130	0,172	-0,179	0,199	0,377
constante	4,398	1,268	0,001	4,398	1,399	0,004
Número de Observacões						135
Número de Grupos						27
R2			within (0,6963)	between (0,0921)	overall (0,3134)	
Teste de Wooldridge (Autocorrelacão)					F(1, 26) = 0,864	Prob > F = 0,3612
Teste de Hausman					chi2(13) = 88,08	Prob > chi2 = 0,0000
Teste de Wald (Heterocedasticidade)					chi2(27) = 483,26	Prob > chi2 = 0,0000
Teste de Pesaran (Correlacão Contemporânea)					0,029	Pr = 0,9766
Teste F para a Estimacão com Erros-Padrão Robustos					F(14,26) = 46,99	Prob > F = 0,0000

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 17: Estimacões Não-Robusta e Robusta dos Parâmetros do Modelo\_8 de Análise de Convergência

<b>Variável dependente tx_cresc</b>						
<b>Variáveis</b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>P&gt; t </b>	<b>Coef.</b>	<b>Erro Padrão Robusto</b>	<b>P&gt; t </b>
logrendpc	-0,727	0,101	0,000	-0,727	0,123	0,000
ioh	0,009	0,003	0,001	0,009	0,003	0,009
pibpc	0,000	0,000	0,011	0,000	0,000	0,012
wtrab	0,420	0,284	0,141	0,420	0,338	0,225
agropec	0,797	0,644	0,219	0,797	0,751	0,299
indust	0,529	0,765	0,491	0,529	0,896	0,560
constru	0,774	0,919	0,402	0,774	0,890	0,392
serv	0,475	0,705	0,502	0,475	0,968	0,628
estud	0,101	0,030	0,001	0,101	0,034	0,006
pea	-3,616	3,427	0,294	-3,616	2,401	0,144
urban	-0,320	0,250	0,204	-0,320	0,230	0,176
exper	-0,029	0,019	0,137	-0,029	0,029	0,324
hom	-4,466	1,289	0,001	-4,466	1,119	0,000
theil_l	-0,266	0,180	0,143	-0,266	0,238	0,274
constante	4,586	1,263	0,000	4,586	1,354	0,002
Número de Observacões						135
Número de Grupos						27
R2			within (0,6972)	between (0,0874)	overall (0,3165)	
Teste de Wooldridge (Autocorrelacão)					F(1, 26) = 0,826	Prob > F = 0,3717
Teste de Hausman					chi2(13) = 42,45	Prob > chi2 = 0,0001
Teste de Wald (Heterocedasticidade)					chi2(27) = 424,49	Prob > chi2 = 0,0000
Teste de Pesaran (Correlacão Contemporânea)					-0,014	Pr = 0,9888
Teste F para a Estimacão com Erros-Padrão Robustos					F(14,26) = 48,69	Prob > F = 0,0000

Fonte: Elaboracão própria.