

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA

THAIS SANTANA DA ROSA

**CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES: UMA
ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS**

Porto Alegre

2016

THAIS SANTANA DA ROSA

**CRESCIMENTO ECONÔMICO E DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES: UMA
ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS**

Dissertação apresentada como requisito para a obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França

Porto Alegre

2016

Catálogo na Publicação

R788c Rosa, Thais Santana da

Crescimento econômico e desigualdade de oportunidades : uma análise para os estados brasileiros / Thais Santana da Rosa. – Porto Alegre, 2016.
57 f.

Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Prof. Dr. Marco Túlio Aniceto França

1. Distribuição de Renda. 2. Desigualdade Econômica. 3. Crescimento Econômico. 4. Economia – Brasil. I. França, Marco Túlio Aniceto. II. Título.

CDD 330.981

Bibliotecária Responsável: Salete Maria Sartori, CRB 10/1363

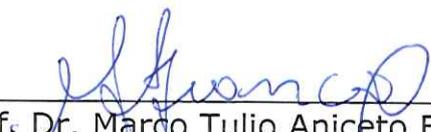
Thais Santana da Rosa.

Crescimento Econômico e Desigualdade de oportunidades: uma análise para os estados brasileiros

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia do Desenvolvimento, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia, da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 29 de março de 2016.

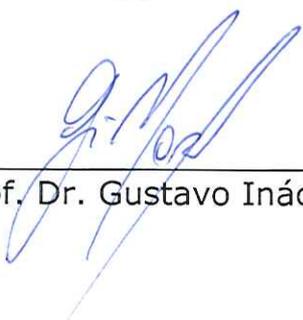
BANCA EXAMINADORA:



Prof. Dr. Marco Tulio Aniceto França
Presidente da Sessão



Prof. Dr. Flavio de Oliveira Gonçalves



Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes

*“Educação é uma descoberta progressiva
de nossa própria ignorância”
Voltaire*

AGRADECIMENTOS

Agradeço à Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul pela oportunidade de complementar minha graduação em uma instituição de excelência em qualidade de ensino.

À CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) pela bolsa de estudos concedida durante todo o período de realização do mestrado.

Ao professor e orientador Marco Túlio Aniceto França pela paciência, incentivo e orientação que tornaram possível a conclusão dessa dissertação.

Aos professores Gustavo Inácio de Moraes e Flávio de Oliveira Gonçalves, que aceitaram participaram da banca de avaliação.

Ao meu namorado Frederico, que há cinco anos me apoia incondicionalmente, e que com muito carinho me incentiva em minha incansável busca por conhecimento e qualificação profissional.

À minha família, especialmente aos meus pais, que em momentos de dificuldade me fortaleceram, que são à base da formação do meu caráter e que sempre me fizeram entender que o futuro é feito a partir da dedicação do presente.

RESUMO

Este trabalho buscou investigar efeito da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico no Brasil, decompondo essa em dois elementos: a desigualdade de oportunidade e de esforço. Para calcular a desigualdade de oportunidade empregou-se a metodologia desenvolvida por Barros *et al.* (2009). A análise ocorre a nível de estado para o período de 1998 a 2013. Foram utilizadas, também, como variáveis independentes: o PIB *per capita* anual defasado, a desigualdade de oportunidade, a desigualdade de esforço, a proporção da população adulta de homens e mulheres que completou o primeiro ano do ensino médio, a interação, *dummies* para os setores da economia, as razões entre receitas e PIB e despesas e PIB. A estratégia empírica consistiu em estimar o modelo para a taxa de crescimento econômico através de quatro técnicas econométricas: MQO, Efeitos Fixos, GMM em primeira diferença e GMM sistêmico. Os resultados demonstraram o impacto negativo da desigualdade de oportunidade e de esforço sobre o crescimento econômico. Também se constatou um impacto mais negativo da desigualdade de oportunidade sobre o crescimento, dado baixos níveis de PIB *per capita* através da variável interação. A razão entre os gastos públicos e o PIB demonstrou que uma possível maior desigualdade de renda tende a tornar as decisões governamentais viesadas a favor da redistribuição da mesma e em detrimento do crescimento econômico.

Palavras-chave: Desigualdade da distribuição de renda; desigualdade de oportunidade; crescimento econômico; GMM sistêmico.

ABSTRACT

This study investigated the effect of income inequality on economic growth in Brazil, decomposing it into two elements: the inequality of opportunity and effort. To calculate the inequality of opportunity we used a methodology developed by Barros *et al.* (2009). The analysis occurs at the state level for the period 1998 to 2013. It was used also as independent variables: GDP *per capita* lagged annual, inequality of opportunity, inequality of effort, the proportion of the adult population of men and women who completed at least one year of secondary education, the interaction *dummies* for sectors of the economy, the ratio between revenues and GDP and expenditure and GDP. The empirical strategy was to estimate the model for the rate of economic growth through four econometric techniques: OLS, effects-Series, difference-GMM and system-GMM. The results showed the negative impact of inequality of opportunity and effort on economic growth. Also, found a more negative impact of inequality of opportunity for growth, given low levels of GDP *per capita* through variable interaction. The ratio of public spending to GDP showed that a larger income inequality tends to make biased government decisions in favor of redistribution income and at the expense of economic growth.

Keywords: Inequality of income distribution; inequality of opportunity; economic growth; systemic GMM.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Média e desvio-padrão por região para a variável saneamento.....	31
Tabela 2 – Média e desvio-padrão por região para a variável eletricidade.....	32
Tabela 3 – Média e desvio-padrão por região para a variável água.....	32
Tabela 4 – Média e desvio-padrão por região para a variável freq_escolar.....	33
Tabela 5 – Média e desvio-padrão por região para a variável idadesérie_correta.....	33
Tabela 6 – Especificação das variáveis circunstanciais.....	35
Tabela 7 – Valores médios para quatro períodos da taxa de cobertura e índice de dissimilaridade por estado brasileiro.....	38
Tabela 8 – Resultado da regressão por MQO.....	46
Tabela 9 – Resultado da regressão por MQO com efeitos fixos.....	47
Tabela 10 – Resultado da regressão por GMM em primeira diferença.....	48
Tabela 11 – Resultado da regressão por GMM sistêmico.....	49

LISTA DE SIGLAS

DHS – Demographic and Health Surveys

GMM – Generalized Method of Moments

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IES – Income and Expenditure Surveys

IOH – Índice de Oportunidade Humana

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

PIB – Produto Interno Bruto

PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

PSID – The Panel Study of Income Dynamics

STN – Secretaria do Tesouro Nacional

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1	DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO	13
2.1.1	Efeito Negativo da Desigualdade no Crescimento Econômico	14
2.1.2	Efeito Positivo da Desigualdade no Crescimento Econômico	18
2.1.3	Efeito não-linear da Desigualdade sobre o Crescimento Econômico.....	20
2.1.4	Efeito da Desigualdade de Oportunidade sobre o Crescimento Econômico	22
2.2	IGUALDADE DE OPORTUNIDADE	25
3	DADOS E METODOLOGIA	30
3.1	CÁLCULO DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE.....	30
3.1.1	Estatística descritiva das variáveis.....	31
3.1.2	Estimação dos modelos logit	34
3.2	ESPECIFICAÇÃO DO MODELO E BASE DE DADOS.....	38
3.2.1	Estatística descritiva das variáveis.....	41
3.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	41
4	APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS.....	45
	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	52
	REFERÊNCIAS	54
	APÊNDICE A – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise empírica.	56

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade é uma característica marcante da economia brasileira, uma vez que o país ainda apresenta um dos maiores níveis de concentração de riqueza e renda do mundo, mesmo com a redução que vem ocorrendo desde a segunda metade da década de 1990. Nesse contexto redistribuir a renda no Brasil surge como um aspecto importante para solucionar problemas sociais, como a pobreza, e proporcionar mecanismo para um crescimento econômico sustentável. Dessa forma, torna-se relevante para o debate econômico investigar a relação existente entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico, buscando entender o papel da desigualdade como um empecilho ou não para o crescimento.

Mesmo sendo uma questão relevante, o que observamos é que não existe um consenso sobre a direção dessa relação. Diversos pesquisadores já investigaram a correlação existente entre essas variáveis, alguns estudos, como os realizados por Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994), encontraram uma relação negativa; enquanto outros trabalhos, tal como Li e Zou (1998) e Forbes (2000) obtiveram uma relação positiva. Em outras palavras, não existe uma unanimidade a respeito da desigualdade de renda ser benéfica ou prejudicial para o crescimento econômico.

Essas análises não buscavam distinguir os tipos de desigualdade de renda e qual o canal possui um efeito predominante sobre o crescimento. Porém, dois trabalhos propuseram diferenciar esses efeitos, Marrero e Rodríguez (2013) e Ferreira *et al.* (2014), tentaram buscar uma resposta para a ambiguidade presente nas análises até então realizadas. Esses autores sugerem a decomposição dessa variável em desigualdade de oportunidades, que considera circunstâncias que não estão sob o controle do indivíduo, e de esforço, a qual depende de suas escolhas. Ao se considerar as oportunidades, o que se busca é captar o impacto do grau de justiça envolvido no resultado final do crescimento econômico.

No Brasil, de acordo com Procópio *et al.* (2015), é evidente a existência de uma associação entre os rendimentos e a origem familiar do indivíduo, o que torna a abordagem da igualdade de oportunidades adequada para o caso. Uma vez que se admite que a renda individual é determinada de um lado pelas circunstâncias e de outro pelo esforço, os indivíduos que estiverem em situação de desigualdade de oportunidades precisariam demandar um alto nível de esforço para conseguirem alcançar o topo da distribuição de renda.

Outros autores como Barro (2008) e Cruz *et al.* (2015) demonstraram em seus trabalhos que a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico possui um efeito não-linear. Sendo a desigualdade positiva para o crescimento em altos níveis de PIB *per capita* e negativa para países com PIB *per capita* baixo.

O objetivo geral deste trabalho é investigar a relação entre a desigualdade de oportunidades e o crescimento econômico para os estados brasileiros no período de 1998 a 2013. Esse período foi o escolhido por ser compatível quando se considera a disponibilidade de dados para as variáveis que serão utilizadas no modelo, além de também contemplar um período mais recente.

Mais especificamente, propõe-se decompor a desigualdade de renda em dois componentes: a desigualdade de oportunidade e de esforço.

O estudo tem como objetivos específicos:

- i) Classificar os diferentes tipos de desigualdades propostas por Roemer (1998): a de oportunidade e a de esforço.
- ii) Revisar a literatura que investiga a relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico;
- iii) Calcular a desigualdade de oportunidade através da metodologia proposta por Barros *et al.* (2009).
- iv) Verificar o efeito da desigualdade de oportunidade sobre o crescimento econômico.

As bases de dados utilizadas foram o Censo demográfico para os anos de 2000 e 2010; e a PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) para os demais anos. Também foram utilizados dados do IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e da STN (Secretaria do Tesouro Nacional).

Ao realizarmos a análise através de dados de um só país, minimizamos o problema de comparabilidade presente em alguns estudos *cross-country* que se utilizam de dados heterogêneos. Esse problema ocorre, de acordo com Knowles (2001), em função da qualidade ou consistência dos dados, principalmente quanto aos dados referentes à desigualdade, que são construídos com metodologias distintas de acordo com a determinação de cada agência nacional de estatística.

A estratégia empírica consiste em estimar o modelo para a taxa de crescimento econômico através de quatro técnicas econométricas: MQO (Mínimos Quadrados Ordinários), por Efeitos Fixos, GMM (*Generalized method of moments*) em primeira diferença e GMM sistêmico. Optou-se pelo GMM como uma forma de facilitar a obtenção de instrumentos adequados, para tentar corrigir uma possível endogeneidade causada por simultaneidade.

Além das variáveis de desigualdade de oportunidade e de esforço como independentes, também foram incluídas o PIB *per capita* anual, a proporção da população adulta de homens e mulheres que completou o primeiro ano do ensino médio, a desigualdade de oportunidade multiplicada pelo logaritmo do PIB *per capita*, *dummies* para os setores da economia, as razões entre receitas e PIB e despesas e PIB. Todos os dados foram tomados para os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal.

No capítulo 2, é apresentado o referencial teórico que, primeiramente, discute parte da extensa literatura que trata sobre a relação entre a taxa de crescimento econômico e a desigualdade de renda. Em um segundo momento, são abordados os aspectos teóricos sobre a igualdade de oportunidades. O capítulo 3 apresenta o cálculo da desigualdade de oportunidade realizado através da metodologia de Barros *et al.* (2009), a especificação do modelo e os métodos econométricos empregados.

Já no capítulo 4, são apresentadas as análises dos resultados obtidos com as estimativas. Entre eles estão o impacto negativo da desigualdade de oportunidade e de esforço sobre o crescimento econômico. Além disso, constatou-se também um impacto mais negativo da desigualdade de oportunidade sobre o crescimento, dado baixos níveis de PIB *per capita*. A razão entre os gastos públicos e o PIB demonstrou que uma possível maior desigualdade de renda tende a tornar as decisões governamentais viesadas a favor da redistribuição da mesma e em detrimento do crescimento econômico. Por fim, têm-se as considerações finais sobre o estudo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO

Este capítulo tem por objetivo apresentar os diversos estudos que buscaram identificar a relação existente entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico.

Uma das principais preocupações da investigação econômica tem sido a relação existente entre essas duas variáveis. Seguramente, um dos precursores dessa análise foi Simon Kuznets, cujo artigo intitulado *Economic Growth and Income Inequality*, publicado em 1955, apresentava como tema central o caráter e as causas das mudanças de longo prazo na distribuição de renda *per capita*, utilizando dados de países industrializados (Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha). Segundo a abordagem de Kuznets, a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento pode ser representada por uma curva com o formato de “U invertido”, ou seja, a concentração de renda aumenta com o início do processo de industrialização, a relação é positiva até a economia alcançar um determinado patamar de renda *per capita*, quando a relação se torna negativa e a desigualdade começa a diminuir com o aumento da renda.

O modelo de Kuznets considera uma economia onde só existem os setores: agrícola, com produtividade e rendimentos menores; e industrial, com produtividade e rendimentos maiores. A curva de Kuznets seria resultado dessa diferença nos rendimentos entre os dois setores e essas disparidades resultariam na migração da mão de obra e de recursos da agricultura para o setor industrial e áreas urbanas. Esse processo explica a desigualdade de renda inicial entre os indivíduos e a sua redução à medida que a economia vai crescendo. Isto ocorre através de um processo gradativo de equalização da produtividade dessa mão de obra. Outros fatores que justificam a redução da concentração de renda na persistência do crescimento são: crescimento da população mais pobre, melhora da eficiência e das habilidades dos indivíduos agora inseridos na área urbana e decisões políticas decorrentes das demandas por redistribuição de renda dos mais pobres.

Porém, foi a partir dos anos 90, que um considerável número de estudos surgiu buscando investigar a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico cujos resultados tendiam para uma relação negativa, como Alesina e Rodrik (1994), Persson e Tabellini (1994), Deininger e Squire (1998) e Panizza (2002). Todavia, não existe uma unanimidade na literatura

econômica a respeito dessa relação, uma vez que outras análises propõem que a concentração de renda apresenta uma relação positiva com o crescimento econômico, por exemplo, Li e Zou (1998) e Forbes (2000).

Além dessas abordagens, há também aqueles que consideram que esse efeito é não-linear. Barro (2008) considera a desigualdade positiva para o crescimento em altos níveis de PIB *per capita* e negativa para países com PIB *per capita* baixo. Por outro lado, Galor (2004) afirma que a relação entre essas variáveis depende do grau em que determinado país se encontra no processo de desenvolvimento, sendo positiva nas fases iniciais de industrialização e negativa em estágios posteriores.

Outros estudos, como Marrero e Rodríguez (2013) e Ferreira *et al.* (2014) buscaram analisar especificamente o efeito da desigualdade de oportunidade sobre o crescimento econômico.

2.1.1 Efeito Negativo da Desigualdade no Crescimento Econômico

Ambos os trabalhos citados a seguir abordaram aspectos políticos para fundamentar a relação negativa entre a desigualdade e o crescimento econômico. No primeiro deles, Alesina e Rodrik (1994) analisaram a relação entre política e crescimento econômico com um modelo simples de crescimento endógeno, onde existe um conflito distributivo entre os agentes que possuem dotações relativas diferentes dos fatores capital¹ e trabalho². Sendo o crescimento econômico uma consequência da expansão do estoque de capital, que, por sua vez, é determinada pelas decisões de poupança do indivíduo. O enfoque do artigo é: de que maneira a configuração inicial de recursos numa economia molda a luta política de distribuição de renda e riqueza e como isso afeta o crescimento no longo prazo.

A análise formulada por Alesina e Rodrik (1994), utilizando dados *cross section* de alguns países, buscava relacionar o crescimento econômico com as variáveis: nível de renda *per capita* inicial, taxa de matrícula na escola primária, coeficiente de Gini (como medida de desigualdade) e uma variável de democracia (*dummy* para controlar a diferença entre países democráticos e não democráticos). O período considerado neste estudo foi de 1960 a 1985.

¹ Conceito geral de capital: inclui todos os ativos geradores de crescimento.

² Refere-se apenas ao trabalho não qualificado.

Os resultados empíricos revelam uma relação negativa entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico decorrente. Isso acontece porque existe uma forte demanda social para redistribuição dos fatores em sociedades onde grande parte da população não tem acesso aos recursos produtivos da economia. Quanto maior a desigualdade nessa população, menor será a posse de capital do eleitor mediano³ o qual, em busca de um efeito redistributivo, optará por políticas que adotem uma maior taxa sobre o capital⁴. Desta forma, a acumulação de capital será prejudicada e, por conseguinte, afetará também o crescimento econômico. A ideia central é que lutas distributivas prejudiciais para o crescimento são mais prováveis de acontecer quando os recursos são distribuídos de forma desigual.

Esta mesma relação negativa entre desigualdade e crescimento é encontrada por Persson e Tabellini (1994) que questionaram o porquê de diferentes países, ou o mesmo país em diferentes períodos, apresentarem taxas de crescimento diferentes. Os autores formularam um modelo de crescimento endógeno que relaciona o crescimento econômico no equilíbrio com a desigualdade de renda e instituições políticas. A análise empírica é feita através de duas amostras, a primeira (a qual os autores chamam de dados históricos) é a partir de dados de *cross section* de nove países⁵ considerados desenvolvidos que apresentaram economia e história política similares. A segunda consiste em uma amostra de dados de corte transversal de 56 países, no período do pós-guerra, entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Na primeira amostra de dados, a variável dependente é a taxa média anual de crescimento do PIB *per capita*, já as variáveis independentes são: distribuição de renda, medida pela participação na renda dos 20% mais ricos da população; participação política, como uma medida para corrigir a discriminação política das mulheres e de diferentes limites de idade para a votação em todos os países; a habilidade média, definida por um índice de escolaridade construído pelos autores; e o nível de desenvolvimento do país, medido pela relação entre o PIB *per capita* do país e o mais alto nível do PIB *per capita* encontrado na amostra para um mesmo instante no tempo. Já na segunda amostra, com um conjunto mais amplo de países, a variável dependente é a taxa média anual de crescimento do PIB *per capita*, e as variáveis independentes

³ Os autores invocam o teorema do eleitor mediano para captar a ideia de que o governo provavelmente seja sensível aos desejos da maioria da população quando o tema distribuição está em questão.

⁴ Considera-se qualquer política redistributiva que transfira renda para o trabalho não qualificado enquanto reduz o incentivo à acumulação de capital.

⁵ Áustria, Dinamarca, Finlândia, Alemanha, Países Baixos, Noruega, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos.

são: a distribuição de renda, medida pela média da renda das famílias antes do imposto; a habilidade média, representada pelo percentual de uma faixa etária⁶ que frequenta a escola primária, o PIB inicial, que consiste no PIB *per capita* em 1960.

A principal contribuição teórica do artigo é que os resultados⁷ encontrados demonstram que a desigualdade prejudica o crescimento econômico, uma vez que ela acarreta a adoção de políticas que não protegem os direitos de propriedade e, portanto, não permitem a plena apropriação privada dos retornos sobre os investimentos, resultando em um crescimento baixo. Assim, o processo de expansão da economia depende fortemente da acumulação de capital e de conhecimento utilizados na produção. Uma vez que os incentivos para essa acumulação dependem da habilidade dos indivíduos de se apropriarem dos resultados obtidos pelos seus esforços, que por sua vez dependem da política de impostos e das políticas regulatórias adotadas pelo país, as decisões políticas impactam o crescimento.

Deininger e Squire (1998) utilizaram-se de um novo conjunto de dados para examinar a relação entre o crescimento econômico e a desigualdade e como essas variáveis afetam os esforços para a redução da pobreza ao longo do processo de desenvolvimento econômico. Os autores motivam essa nova abordagem por duas razões: os dados sobre desigualdade utilizados em muitos dos estudos anteriores são de qualidade duvidosa; e, principalmente, que o novo conjunto de dados utilizado por eles permite uma nova forma de olhar a relação entre as variáveis em questão.

Em um primeiro momento Deininger e Squire (1998) realizam uma discussão sobre os dados utilizados em estudos anteriores por outros autores e o porquê destes dados não serem uma base válida para inferências. Em relação à desigualdade de renda, eles apresentam três aspectos:

- a) ela deve se basear em pesquisas domiciliares em vez de estimativas extraídas de estatísticas das contas nacionais;
- b) é necessário que se tenha uma cobertura abrangente de todas as fontes de renda (ou despesas) em vez de considerar, por exemplo, apenas os salários; e
- c) precisa ser representativa da população a nível nacional, em vez de lidar com apenas parte da população urbana ou rural, ou com os contribuintes.

Através do aprimoramento da base de dados os autores buscam investigar se é

⁶ De 5 a 14 anos de idade.

⁷ Em ambas as amostras as variáveis crescimento econômico e desigualdade de renda apresentaram forte correlação negativa.

sustentável a forte relação entre a desigualdade inicial e o crescimento econômico no longo prazo. A regressão estimada é a seguinte:

$$Growth_{it} = A + BIGPD_{it} + CIGINI_{it} + DINV_{it} + EEDU_{it} + error \quad (1)$$

Na equação (1), i representa os países, t o tempo, $IGPD$ é o PIB inicial, $IGINI$ corresponde à medida de desigualdade de renda inicial, INV consiste na variável de investimento, e, por fim, EDU significa a educação, medida pela realização de uma média do desempenho da população ou pela taxa de matrícula escolar.

Ao estimarem a equação (1), os coeficientes encontrados pelos autores não foram significativos. Porém, eles propuseram uma substituição do coeficiente de Gini por uma variável de desigualdade de distribuição de terras como uma *proxy* de distribuição de ativos. Os resultados apresentados nesta segunda análise empírica sugerem que a desigualdade de distribuição de renda inicial tende a reduzir o crescimento no longo prazo. A forte relação encontrada entre essas variáveis induz Deininger e Squire (1998) a investigarem de que forma esses efeitos da desigualdade são transmitidos, ou seja, quais os canais potenciais através dos quais essa relação poderá ser transmitida. Esses canais de transmissão investigados são através da economia política, testada através do teorema do eleitor mediano e através das imperfeições do mercado financeiro. Os autores não encontraram evidências no sentido de a desigualdade afetar os países democráticos e não os países não democráticos. Por outro lado, a hipótese de imperfeições demonstra ser mais relevante para o investimento em capital humano do que para o capital físico, o que indica ser esse o canal pelo qual a desigualdade afeta o crescimento subsequente.

O estudo realizado por Panizza (2002) utilizou-se de dados em painel para a distribuição de renda de 48 estados norte-americanos considerando o período de 1940-1980. Neste trabalho o autor estima a seguinte equação:

$$GROWTH_{(t,t+n),i} = \beta y_{t,i} + \gamma DISTR_{t,i} + \theta X_{i,t} + \alpha_i + \eta_t + \varepsilon_{t,i} \quad (2)$$

Na equação (2), $GROWTH_{(t,t+n)}$ representa a taxa de crescimento anual da renda *per capita* no período t até o período $t + n$; $y_{t,i}$ consiste no logaritmo da renda *per capita* do estado i ; $DISTR_{t,i}$ é a variável que captura a distribuição de renda, medida de duas formas: utilizando a

parcela de renda do terceiro quintil ou o índice de Gini); $X_{i,t}$ é uma matriz de variáveis de controle⁸, que são passíveis de serem correlacionadas tanto com a distribuição de renda quanto com o crescimento econômico; α_i é o efeito fixo dos estados; η_t corresponde ao efeito fixo para o período; e $\varepsilon_{t,i}$ corresponde ao termo de erro.

De acordo com os resultados encontrados pelo autor, não foram encontradas evidências de uma relação positiva entre a desigualdade e crescimento econômico, como Forbes (2000) e outros autores obtiveram. Pelo contrário, os resultados mostram uma relação negativa entre as variáveis, entretanto, a mesma não é robusta. Desta forma, Panizza (2002) argumenta que devido às diferenças nas técnicas de estimação utilizadas e também nas diferenças em relação à fonte de dados adotada para medir a desigualdade podem proporcionar uma grande diferença na relação observada entre a desigualdade e o crescimento econômico.

2.1.2 Efeito Positivo da Desigualdade no Crescimento Econômico

Ao estudar a relação existente entre as variáveis de desigualdade de renda e o crescimento, Li e Zou (1998) obtiveram resultados divergentes daqueles encontrados por Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994). O modelo teórico utilizado por Li e Zou (1998) divide os gastos do governo em duas partes: gastos com a produção e gastos com consumo. No caso analisado pelos autores, os gastos do governo são totalmente direcionados para o consumo, o que faz com que uma melhora na distribuição da renda proporcione uma diminuição do crescimento econômico.

A análise empírica proposta por Li e Zou (1998) é baseada na estimação apresentada por Alesina e Rodrik (1994) utilizando-se de um conjunto de dados mais amplo, compreendendo o período de 1974 a 1994, num contexto de dados em painel, a partir de uma amostra de 46 países. A regressão é definida da seguinte forma:

$$G_{it} = f(GINI_{i,t-1}, GDP_{i,t-1}, MYPR_{i,t-1}) + u_{it} \quad (3)$$

⁸ Os autores seguem Perotti (1996) e controlam o estoque de capital humano, o grau de urbanização e a estrutura etária.

Na equação (3), i representa cada país e t cada período de tempo; G_{it} é a taxa de crescimento real do PIB *per capita*, $GINI_{i,t-1}$ representa o coeficiente de Gini defasado, $GDP_{i,t-1}$ consiste no PIB real *per capita* defasado, $MYPR_{i,t-1}$ é a taxa de matrícula do ensino primário e u_{it} denota o termo de erro. Além desta regressão básica, os autores consideram mais três diferentes formas funcionais: com uma *dummy* específica de tempo; com uma variável binária de democracia; e outra com ambas *dummies* incluídas. Outras estimações alternativas foram realizadas através da utilização de efeitos fixos e efeitos aleatórios.

Os resultados dos estudos empíricos realizados por Li e Zou (1998) constataram uma relação positiva entre a desigualdade e o crescimento econômico e que esta ocorre da seguinte forma: como os gastos do governo são orientados totalmente para o consumo, os indivíduos em uma democracia tentarão alocar recursos entre o consumo público e privado, através de uma comparação de suas utilidades marginais. Uma vez que os indivíduos não podem obter serviços de consumo público diretamente, o aumento na renda disponível para o eleitor mediano faria com que a população votasse em um imposto sobre a renda mais elevado, com o objetivo de alocar mais recursos para o consumo público e assim, igualar as utilidades marginais entre o consumo público e privado.

Entretanto, os autores apontam que, se os gastos do governo forem totalmente direcionados para a produção, a relação entre desigualdade da renda e crescimento econômico será negativa, como o resultado apresentado por Alesina e Rodrik (1994). E que uma situação mais realista seria uma divisão entre gastos com consumo e produção, o que torna o impacto da desigualdade da renda no crescimento econômico ambíguo.

Também propondo questionar os resultados que apontaram para uma relação negativa em estudos anteriores, Forbes (2000) utilizou um conjunto aperfeiçoado de dados visando realizar uma estimação com dados em painel. O objetivo era considerar variáveis que foram omitidas em estudos anteriores; e variáveis específicas dos países e que são invariantes no tempo.

A autora optou por estimar um modelo muito parecido com o utilizado por Perotti (1996), cuja única diferença entre esses modelos é que a especificação de Forbes (2000) inclui variáveis *dummies* adicionais (uma de país e outra de tempo):

$$\begin{aligned} Growth_{it} = & \beta_1 Inequality_{i,t-1} + \beta_2 Income_{i,t-1} + \beta_3 MaleEducation_{i,t-1} + \\ & \beta_4 FemaleEducation_{i,t-1} + \beta_5 PPPI_{i,t-1} + \alpha_1 + \eta_t + u_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

As variáveis da equação (4) são: $Growth_{it}$ que representa o crescimento anual médio do país i no tempo t ; $Inequality_{i,t-1}$, $Income_{i,t-1}$, $MaleEducation_{i,t-1}$, $FemaleEducation_{i,t-1}$, $PPPI_{i,t-1}$ que são, respectivamente, desigualdade de renda, renda *per capita*, educação dos homens, educação das mulheres, distorções do mercado para o país i durante o período $t-1$; α_1 é a *dummy* para o país; η_t consiste na *dummy* para o período; e u_{it} representa o termo de erro da regressão.

Forbes (2000) utiliza-se de quatro diferentes formas para estimar a equação (4), que são o uso de efeitos fixos, efeitos aleatórios, o método de Chamberlain (1984) e o método de Arellano e Bond (1991). A análise proposta por Forbes (2000) considera o curto e o médio prazo, e a investigação sugere que o aumento do nível de desigualdade de um país apresenta uma relação positiva com o crescimento econômico subsequente. Todavia, a autora destaca que, ainda são necessárias investigações mais aprofundadas sobre o assunto para que possamos entender com maior clareza de que forma a desigualdade de renda e o crescimento econômico se relacionam.

Para corroborar os resultados encontrados, já que uma relação positiva entre as variáveis contrasta com a maioria dos resultados encontrados na literatura econômica precedente, a autora formula diversas modificações na estimação, por exemplo, como a retirada dos *outliers* da amostra, a remoção dos países de determinada região, entre outras variações. A conclusão é que em todas elas o coeficiente permanece positivo e estatisticamente significante.

Além disso, Forbes (2000) reestimou diferentes especificações de modelos⁹ e em cada um deles utilizou-se de três diferentes técnicas para realizar as estimações: MQO com dados *cross section*, MQO com dados em painel agrupados em um intervalo de cinco anos e por efeitos fixos utilizando dados em painel.

2.1.3 Efeito não-linear da Desigualdade sobre o Crescimento Econômico

Barro (2008) realizou uma regressão com dados de diversos países para avaliar os efeitos da desigualdade de renda no crescimento econômico para os períodos de 1965-1975, 1975-1985, 1985-1995 e 1995-2004. Esta análise considerou como determinantes para a taxa de crescimento econômico as seguintes variáveis: logaritmo da renda *per capita*, a expectativa de

⁹ Entre esses modelos estão: Alesina e Rodrik (1994), Perotti (1996), Deininger e Squire (1998), entre outros.

vida para crianças com 1 ano de idade, escolaridade de nível superior em anos, variável de abertura econômica¹⁰, mudança nos termos de troca¹¹, um indicador de Estado de Direito¹², logaritmo da taxa de fertilidade, taxa de investimento em relação ao PIB, coeficiente de Gini e por fim uma variável chamada de interação, que consiste no produto entre a desigualdade, e é representada pelo coeficiente de Gini, e o logaritmo do PIB *per capita*.

Os resultados encontrados por Barro (2008) demonstram um coeficiente significativo e negativo para a desigualdade de renda. O sinal positivo e estatisticamente significativo para a variável interação indica que o impacto da desigualdade sobre o crescimento econômico é mais negativo para países com uma renda *per capita* menor. Desta forma, observou-se um efeito não-linear, pois à medida que aumenta o PIB *per capita* o efeito da desigualdade sobre o crescimento tende a ser atenuado até se tornar positivo. Assim, o autor conclui que a desigualdade de renda é ruim para o crescimento em países mais pobres, mas que pode ser boa para impulsionar o crescimento nos países ricos.

Cruz *et al.* (2015) propôs um modelo utilizando dados dos estados brasileiros, para o período de 1995 a 2009, visando incorporar diversas variáveis de controle com o objetivo de atenuar o problema de endogeneidade ocasionado pela omissão de variáveis pertinentes que afetam o crescimento econômico. Os autores assumem, seguindo a abordagem de Barro (2008), que a desigualdade afeta negativamente o crescimento quando PIB *per capita* apresenta níveis mais altos e positivamente quando esse assume valores mais baixos e por isso, incluíram a variável interação proposta por aquele autor para testar essa hipótese. Além desta, o modelo apresenta as seguintes variáveis explicativas: a taxa de crescimento do PIB defasada, a taxa de homicídios, a escolaridade média, a taxa de analfabetismo, o logaritmo da taxa de fertilidade, a esperança de vida ao nascer, o grau de abertura econômica, a razão das receitas públicas pelo PIB, a razão das despesas públicas pelo PIB, a razão dos investimentos públicos pelo PIB, a razão dos gastos públicos com educação pelo PIB e uma variável de desigualdade de renda. Esta última variável é composta por cinco medidas distintas: o índice de Gini, o L-Theil, a razão dos 10% mais ricos pelos 40% mais pobres e as taxas de pobreza e de extrema pobreza.

Os autores utilizaram como métodos econométricos: MQO, Efeitos Fixos, GMM em primeira diferença e GMM sistêmico. Os resultados da análise demonstram que a desigualdade

¹⁰ Consiste na razão entre a soma das exportações e importações pelo PIB.

¹¹ Medida pela relação entre preços de exportações e importações.

¹² Variável fornecida pela instituição *Political Risk Services*.

de renda possui uma relação não linear com o crescimento econômico, sendo negativa para baixos níveis de PIB e positiva para níveis mais elevados.

Galor e Moav (2004) propõe uma teoria que afirma que o efeito da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico em um determinado país depende do grau em que ele se encontra no processo de desenvolvimento. A ideia básica é que a substituição da acumulação de capital físico por capital humano é o motor do crescimento e é ela quem altera o efeito da desigualdade. Nas fases iniciais de industrialização, a acumulação de capital físico é a principal fonte de crescimento, se tivermos desigualdade, ela canalizará recursos para os donos do capital, cuja propensão marginal a poupar é maior e, portanto, será positiva para o processo de desenvolvimento. Já em estágios posteriores, o capital humano é quem se torna o principal propulsor do crescimento. Nesse caso, a igualdade alivia o efeito adverso de restrições de crédito, pois, ela estimula o investimento em capital humano e promove o crescimento econômico à medida que a acumulação de capital humano é maior se ela é compartilhada por um segmento maior da sociedade.

2.1.4 Efeito da Desigualdade de Oportunidade sobre o Crescimento Econômico

Tendo em vista a vasta literatura sobre o assunto e o fato de não haver um consenso sobre a relação entre essas variáveis, Marrero e Rodríguez (2013) acreditam que esta dubiedade de resultados depende de qual o canal predominante na análise do efeito da desigualdade de renda no crescimento. Os autores citam diversos estudos pelos quais essas variáveis podem se relacionar positivamente ou negativamente, dependendo da via dominante. Entre eles estão a acumulação de poupança, o esforço não observável, o tamanho do projeto de investimento, a presença de imperfeições de mercado. Além desta inconsistência em relação ao canal preponderante na análise, outro fator que justifica esta ambivalência de resultados está no tipo de dados utilizados, na natureza inconsistente da medida da desigualdade, no tipo de índice utilizado, no método econométrico, na especificação do modelo e até mesmo no conjunto de países e os seus respectivos graus de desenvolvimento.

A investigação empírica realizada por Marrero e Rodríguez (2013) utilizou-se de dados do PSID (*The Panel Study of Income Dynamics*)¹³ e consiste na estimação da seguinte equação de crescimento na forma reduzida:

$$GY_{i(t-s,t)} = \alpha_i + \varphi'T_t + \beta Y_{it-s} + \phi'INEQ_{it-s} + \lambda'X_{it-s} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Na equação (5), $GY_{i(t-s,t)}$ representa a taxa de crescimento (logarítmica) da renda *per capita* real no intervalo de uma década; α_i e T_t são efeitos fixos de países e tempo, respectivamente; Y_{it-s} é a renda real *per capita* defasada; $INEQ_{it-s}$ é o índice de desigualdade (que pode representar desigualdade total, de oportunidade ou por esforço, dependendo do caso); X_{it-s} representa um grupo de variáveis de controle que não sejam a renda defasada; e ε_{it} consiste em um termo de erro.

A seguir são definidas duas especificações distintas de modelos, o que diferencia um do outro são as variáveis de controle consideradas em X . Um modelo parcimonioso o qual inclui variáveis de capital humano, o percentual de pessoas que vivem em áreas metropolitanas e o percentual da população com mais de 65 anos de idade. Já o modelo *base* é representado por capital humano, *industry mix*¹⁴, emprego no setor agrícola, de gastos públicos com bem-estar, crescimento do emprego e da taxa de fecundidade no início do período. Enquanto o modelo parcimonioso apresenta problemas de variáveis omitidas, o modelo *base* pode demonstrar problemas de colinearidade e por isso os autores consideram relevante e conveniente mostrar e comparar os resultados nessas duas especificações.

Os resultados encontrados por Marrero e Rodríguez (2013) apontam que o efeito da desigualdade sobre o crescimento pode variar em função da natureza da desigualdade. Ou seja, se ela ocorre em função de características predeterminadas dos indivíduos, ela exerce um efeito negativo sobre o crescimento. Do contrário, se a desigualdade provém de diferentes níveis de esforço, ela exerce efeitos positivos no crescimento econômico.

Ferreira *et al.* (2014) investigaram a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda, da mesma forma que Marrero e Rodríguez (2013), decompondo a segunda

¹³ Essa pesquisa consiste em uma amostra nacionalmente representativa de indivíduos e famílias dos Estados Unidos e começou a ser desenvolvida em 1968. As informações incluem dados relativos a emprego, renda, riqueza, despesas, saúde, casamento, gravidez, desenvolvimento infantil, filantropia, educação entre outros.

¹⁴ Empregos em setores não agrícolas.

em desigualdade de oportunidade e de esforço, sendo esta última representada por um termo residual (que inclui a desigualdade decorrente de esforços, bem como as circunstâncias omitidas) o que ajuda a resolver a indefinição sobre os efeitos da desigualdade sobre o crescimento subsequente na literatura *cross-country* empírica. São feitas duas estimações para duas amostras de dados distintas. Os conjuntos de dados utilizados são de duas pesquisas: IES (*Income and Expenditure Surveys*) e DHS (*Demographic and Health Surveys*).

Em um primeiro momento, os autores estimam a seguinte equação, seguindo exatamente a mesma especificação proposta por Forbes (2000):

$$g_{it} = \beta_1 y_{i,t-5} + \beta_2 I(y)_{i,t-5} + \beta_3 ME_{i,t-5} + \beta_4 FE_{i,t-5} + \beta_5 PPI_{i,t-5} + \alpha_i + \eta_t + u_{it} \quad (6)$$

Na equação (6) g_{it} representa a taxa de crescimento médio anual do PIB *per capita* no intervalo de 5 anos; $y_{i,t-5}$ é o PIB *per capita* também em um intervalo de cinco anos; $I(y)_{i,t-5}$ é a medida de desigualdade total, variável essa que difere entre as duas amostras; $ME_{i,t-5}$ e $FE_{i,t-5}$ correspondem a proporção de homens e mulheres, respectivamente, que concluíram pelo menos um ano do ensino secundário; $PPI_{i,t-5}$ é a paridade do poder de compra do investimento/taxa de câmbio; α_i é o efeito fixo do país; η_t é uma variável *dummy* para o período; e u_{it} é o termo de erro. A medida de desigualdade total é o termo que varia entre as duas amostras de dados: na IES ela é representada pelo índice L de Theil que nada mais é que o logaritmo da razão entre a média aritmética e a média geométrica da renda familiar *per capita* dos indivíduos, já na DHS os autores afirmam que elas não apresentam medidas confiáveis de renda ou consumo, desta forma o cálculo da desigualdade total segue o método utilizado por Ferreira *et al.* (2011) que consiste em usar a variação da riqueza prevista a partir de uma regressão por mínimos quadrados ordinários do índice de ativos de todas as circunstâncias observadas, ou seja, a variância de w onde:

$$w = f[C, E(C, v)u] \quad (7)$$

Na equação apresentada (7): w representa a vantagem obtida através de circunstâncias observadas; C são as próprias circunstâncias verificadas; E consiste no esforço do indivíduo, que também é influenciado pelas circunstâncias; e v e u são termos de erro.

Contudo, o objetivo principal de Ferreira *et al.* (2014) é estudar o efeito da desigualdade de oportunidade sobre o crescimento econômico e por isso, em um segundo momento, os autores estimam a seguinte equação, para as duas amostras:

$$g_{it} = \beta_1 y_{i,t-5} + \beta_2 IOp_{i,t-5} + \beta_3 IR_{i,t-5} + \beta_4 ME_{i,t-5} + \beta_5 FE_{i,t-5} + \beta_6 PPI_{i,t-5} + \alpha_i + \eta_t + u_{it} \quad (8)$$

O diferencial da equação (8) com a equação (6) é que a desigualdade total foi substituída por dois componentes: um componente de desigualdade de oportunidade $IOp_{i,t-5}$ e outro que representa o esforço $IR_{i,t-5}$.

O resultado encontrado por Ferreira *et al.* (2014) foi que a desigualdade total apresenta uma relação negativa com o crescimento, porém, os autores não encontraram evidências de que ela seja consequência da desigualdade de oportunidade.

2.2 IGUALDADE DE OPORTUNIDADE

O tema igualdade de oportunidades está presente não apenas no debate econômico, mas também, em outras áreas de conhecimento como a Filosofia, a Sociologia entre outros. No campo da filosofia política, John Rawls, autor de *A Theory of Justice* (1971), foi um dos principais teóricos modernos da justiça social e defensor de políticas de construção de uma sociedade mais justa com base no seu conceito de igualdade equitativa de oportunidades.

O filósofo criticava a ideia de ter o utilitarismo como condutor de uma teoria de decisão da justiça distributiva, onde o objetivo é produzir o maior grau de bem-estar alcançável para o maior número de pessoas possível. Segundo ele, cada indivíduo deve ter as mesmas oportunidades de acesso às várias funções e posições sociais. Nas palavras de John Rawls (1971):

“equality of opportunity means a certain set of institutions that assures similar chances of education and culture for persons similarly motivated and keeps positions and offices open to all on the basis of qualities and efforts reasonably related to the relevant duties and tasks.” (RAWLS, 1971, p. 245 e 246).

O conceito de justiça de John Rawls, além de defender a igualdade de oportunidade para todas as pessoas, propõe que outros bens primários devem ser estendidos a todos os indivíduos como: liberdade, renda e riqueza. Esses bens primários devem ser distribuídos de maneira

equitativa a não ser que uma distribuição desigual traga benefícios aos menos privilegiados da sociedade. Desta forma, ampliar o acesso dos menos favorecidos às oportunidades significa corrigir desigualdades sociais.

Seguindo a ideia de igualdade de John Rawls, Ronald Dworkin (1981) também considera que justiça se traduza em igualdade dos recursos, em vez de resultados. Para o autor, os recursos devem ser distribuídos de forma que as preferências dos indivíduos sejam alcançadas de forma mais igualitária, proporcionando maximização do bem-estar. Desta forma, conforme as condições de vida de cada indivíduo, haverá, ou não, uma necessidade maior de recursos para que seja obtido um padrão mínimo para viver.

Também em oposição ao utilitarismo como forma de avaliar a justiça distributiva de uma sociedade, o economista indiano, Amartya Sen, defende que para existir igualdade de oportunidades é necessário que haja alguma compensação em relação as diferentes circunstâncias nas quais as pessoas nascem, em outras palavras, privações de capacidades básicas, como dotações distintas de talentos ou habilidades, pertencer ou não a famílias menos abastadas e serem portadores de alguma deficiência ou doença. Amartya Sen (2000) defende que a distribuição dos recursos deve ser avaliada em termos da sua contribuição para as capacidades da pessoa para fazer aquilo que o indivíduo tem razão para valorizar. Ou seja, o que conta não são os gastos com educação, mas sim a contribuição que eles trazem para o conhecimento e para as habilidades cognitivas.

Já o filósofo americano Richard Arneson (1989) argumenta que a ideia de igualdade de oportunidades para o bem-estar é a melhor interpretação do ideal de igualdade distributiva. Segundo o autor as diferenças entre as pessoas, incluindo algumas vezes diferenças na sua educação podem tornar a igualdade de recursos inoperante.

Entre os autores que contribuíram significativamente para o debate sobre igualdade de oportunidades, está o economista John Roemer. Segundo o autor, garantir um gasto *per capita* igual para todas as unidades de ensino não é suficiente para que se obtenham os mesmos níveis de educação, devido às crianças com diferentes dotações apresentarem capacidades distintas de utilizar os recursos educacionais com diferentes graus de eficácia e eficiência. Ele acredita que mais recursos devem ser destinados para crianças que não tenham a mesma capacidade efetiva de processar recursos educacionais do que as outras. O impasse está em diferenciar essas crianças de outras que tem a habilidade de processar eficientemente os recursos, mas não o fazem por

questão de escolha. Desta forma, devemos distinguir estas razões de não alcançar um bom nível educacional entre dois fatores: as circunstâncias, que estão fora do alcance da criança; e o esforço, que representam os atos de vontade autônoma.

Assim, Roemer (1998) defende que realizações diferentes, em função da aplicação de esforços diferentes, não devem ser compensadas por uma política de igualdade de oportunidades. Essas devem ser direcionadas para nivelar diferenças de circunstâncias. Dentre esses fatores circunstanciais o autor cita exemplos como: os genes, os fatores familiares, a cultura, o meio social. E propõe que a igualdade de oportunidade requer uma compensação, proporcionando recursos diferentes para indivíduos com capacidades diferentes, mas nunca uma compensação em suas diferenças de esforços.

Baseando-se na definição de igualdade de oportunidade apresentado por John Roemer, Barros, Ferreira, Vega e Chanduvi (2009) desenvolveram uma metodologia de cálculo que consiste na estimação de um índice denominado de Índice de Oportunidade Humana (IOH) cujo objetivo é verificar o impacto das escolhas dos agentes diante de suas oportunidades. Para o cálculo deste índice, os autores utilizaram dados de 19 países da América Latina e Caribe para o período de 1995 a 2005 e consideraram pessoas com idade entre 0 e 16 anos. A escolha desta faixa etária tem o objetivo de isolar o componente relativo ao esforço dos indivíduos e desta forma considera-se nesta estimação apenas suas oportunidades.

Barros *et al.* (2009) apresentam três razões para a utilização de crianças no cálculo do IOH:

- a) Para as crianças, o acesso define a "oportunidade", dado que não se pode esperar que elas façam esforços para obter estes serviços básicos para si mesmos;
- b) Do ponto de vista político, evidências indicam que intervenções que objetivam equalizar oportunidade no início do ciclo de vida de um indivíduo são significativamente mais rentáveis e bem-sucedidas do que as intervenções em momentos posteriores da vida;
- c) Contribui para colocar a desigualdade de oportunidades no centro do debate político, uma vez que as crianças não podem ser responsabilizadas pelas suas circunstâncias familiares.

Através deste cálculo é possível medir o quão equitativo é o acesso a bens e serviços básicos como educação, saneamento, energia elétrica, entre outros. O resultado varia entre zero e um, sendo que quanto mais próximo de um, maior o acesso do indivíduo a esses serviços básicos.

Especificamente, o IOH proposto por Barros *et al.* (2009) pretende combinar dois elementos em único índice: o nível de cobertura de oportunidades básicas necessárias para o desenvolvimento humano, como acesso à educação básica, saneamento, água e eletricidade; e o grau em que a distribuição dessas oportunidades é dependente de circunstâncias exógenas à criança, como gênero, raça do indivíduo, renda domiciliar, entre outras características que se referem à família ou à sociedade. Os elementos selecionados pelos autores para mensurar as oportunidades básicas são: o acesso a saneamento, a água e a eletricidade, que representam as condições de habitação das crianças; e a probabilidade que as crianças de 12 a 16 anos tem de concluir a sexta série na idade correta e a frequência escolar de jovens entre 10 e 14 anos, como uma forma de medir o acesso à educação.

As variáveis de circunstâncias utilizadas por Barros *et al.* (2009) foram:

- Gênero;
- Área de residência (rural ou urbana);
- Escolaridade da pessoa de referência da família;
- Renda *per capita* da família;
- A presença de pelo menos um dos pais;
- Número de irmãos com idade entre 0 e 16 anos.¹⁵

O estudo de Barros *et al.* (2009) permite o cálculo da probabilidade para que os indivíduos tenham acesso às oportunidades em determinado país e possibilita uma comparação entre países ou mesmo ao longo do tempo. O IOH, de acordo com Barros *et al.* (2009), pode ser interpretado como uma função de bem-estar social que responde tanto a mudanças no acesso geral a oportunidades básicas quanto a uma distribuição mais equitativa.

Os países que apresentaram os maiores valores para o IOH, em Barros *et al.* (2009), foram, em ordem decrescente: Chile, Argentina, Venezuela, Costa Rica e Uruguai. O Brasil é destacado positivamente como um dos países que apresentam o maior aumento deste índice entre os anos de 1995 a 2005.

¹⁵ Os autores consideram que seria de extrema relevância a inclusão das variáveis de raça e localização mais detalhada para a análise do acesso a serviços básicos. Contudo, essas informações não estão presentes em algumas pesquisas de países utilizados na amostra e, portanto, não foram consideradas.

A mesma metodologia proposta por Barros *et al.* (2009) foi empregada por Dill e Gonçalves (2012) com o objetivo de calcular o IOH para os estados brasileiros e também verificar as discrepâncias regionais do Brasil em relação ao acesso às oportunidades. Os autores utilizaram microdados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) referentes ao ano de 2009 para estimar o IOH de indivíduos com idade igual ou menor de 16 anos. As 4 variáveis escolhidas para representar as oportunidades foram: acesso à eletricidade, ao saneamento e à água canalizada, além da probabilidade de se completar a sexta série na idade correta, esta última variável tenta captar a oportunidade de educação básica enquanto as outras são relativas a habitação e, portanto, ligadas à qualidade de vida.

Já as variáveis de circunstâncias que influenciam no acesso as oportunidades consideradas por Dill e Gonçalves (2012) foram:

- a) Gênero e raça do indivíduo, visando capturar os efeitos de discriminação direta;
- b) Área de residência, para verificar disparidades entre áreas urbanas e rurais;
- c) Gênero da pessoa de referência do domicílio, para investigar a discriminação indireta;
- d) Presença da mãe, como indício da estrutura familiar;
- e) Anos de estudo da pessoa de referência do domicílio, enquanto uma *proxy* da origem familiar;
- f) Renda mensal domiciliar *per capita*, com o objetivo de captar o efeito dos recursos disponíveis;
- g) Número de pessoas no domicílio.

Os resultados de Dill e Gonçalves (2012) demonstram uma grande disparidade de oportunidades no Brasil, sendo o acesso ao saneamento, entre os serviços analisados, o que se apresenta como o mais crítico no país. Através do cálculo do índice por estado, os autores constatam ainda que as regiões Norte e Nordeste apresentam os piores resultados em todos os indicadores utilizados na análise.

3 DADOS E METODOLOGIA

O presente trabalho utiliza-se de um conjunto de dados em painel composto pelas 27 Unidades da Federação Brasileira, com observações para o período de 1998 a 2013. Para a estimação da equação foram utilizados os microdados da PNAD e do Censo Demográfico, ambos realizados pelo IBGE. Também foram empregadas como fontes as bases do IPEA e da STN.

A metodologia para a estimação do efeito da desigualdade sobre o crescimento econômico empregada neste trabalho baseia-se nos estudos desenvolvidos por Marrero e Rodríguez (2013) e Ferreira *et al.* (2014) que procederam a decomposição da desigualdade total de renda em desigualdade de oportunidade e um termo residual (que representa a desigualdade resultante do esforço do indivíduo e as variáveis omitidas nas circunstâncias).

3.1 CÁLCULO DA DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADE

A metodologia aqui empregada para o cálculo da desigualdade de oportunidade é baseada na proposta por Barros *et al.* (2009) e Dill e Gonçalves (2012) para o cálculo do IOH. Como o objetivo é analisar apenas as oportunidades, foram considerados como base de dados apenas os indivíduos na faixa etária entre 0 e 16 anos.

Primeiramente, as variáveis compreendidas como oportunidades básicas relacionadas às condições de habitação foram: o acesso ao saneamento, o acesso à eletricidade e o acesso à água limpa. Já como variáveis representativas da educação básica utilizou-se: a frequência escolar e a proporção de jovens que estão na idade correta para cada série escolar.

As variáveis relativas à habitação apresentam-se de forma binária, ou seja, possuem valor um se a pessoa tem acesso àquela oportunidade e valor zero caso contrário. Para o saneamento considerou-se a forma de ligação do escoadouro do banheiro ou sanitário, sendo aqueles os quais tem acesso os domicílios que apresentam rede geral de esgoto ou pluvial ou fossa séptica. Com relação à eletricidade, foram classificadas como as que têm acesso as residências que apresentam iluminação elétrica. Já para determinar o acesso a água limpa foram considerados os domicílios que recebem água canalizada.

Para compor a variável de frequência escolar, considerou-se as crianças com idade entre 6 e 16 anos de escolas públicas e privadas atribuindo-se o valor um, se ela frequenta a escola e o

valor zero, caso não frequente ou nunca tenha frequentado. Já com relação à proporção de jovens que estão na idade-série correta foi atribuído valor zero para aqueles alunos de 6 a 16 anos que frequentam a escola, porém, apresentam defasagem entre a idade e a série em que se encontram, ou não frequentam nem nunca frequentaram a escola e o valor um para os restantes dos indivíduos dentro da mesma faixa etária.

3.1.1 Estatística descritiva das variáveis

As tabelas a seguir apresentam as estatísticas descritivas de cada uma das variáveis binárias que representam o acesso as oportunidades básicas, discriminadas por região geográfica, para o período de 1998-2013 separados por intervalos de quatro anos.

Tabela 1 – Média e desvio-padrão por região para a variável saneamento

	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013
Região Norte	0,2263 (-0,4184)	0,1048 (-0,3062)	0,1208 (-0,3259)	0,1967 (-0,3975)
Região Nordeste	0,2686 (-0,4432)	0,2942 (-0,4557)	0,3356 (-0,4722)	0,2990 (-0,4578)
Região Sudeste	0,7308 (-0,4435)	0,7566 (-0,4291)	0,7884 (-0,4084)	0,8066 (-0,3949)
Região Sul	0,5856 (-0,4926)	0,5488 (-0,4976)	0,5671 (-0,4955)	0,5589 (-0,4965)
Região Centro-Oeste	0,3147 (-0,4644)	0,3496 (-0,4769)	0,3665 (-0,4819)	0,3461 (-0,4758)

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNAD e do Censo.

Ao analisarmos os valores médios para o acesso a saneamento básico no país (tabela 1), observamos claramente que as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentam valores muito baixos se comparamos com as regiões sul e sudeste. No período mais recente, o Sudeste alcançou o maior valor, cerca de 80% da população tem acesso a saneamento, enquanto que no Norte essa proporção não chegou à 20% e no Nordeste não ultrapassa os 30%.

Mesmo a Região Sul, que é a segunda melhor classificada de acordo com o acesso ao saneamento, apresenta valores de cerca de 55% da população para os quatro períodos. O que se observa por esses dados é um déficit de saneamento básico no Brasil como um todo, e,

principalmente, o que mais chama a atenção é a existência de uma grande desigualdade regional, onde a Região Norte é a mais afetada.

Tabela 2 – Média e desvio-padrão por região para a variável eletricidade

	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013
Região Norte	0,7559 (-0,4295)	0,9215 (-0,2688)	0,9243 (-0,2644)	0,9045 (-0,2938)
Região Nordeste	0,8123 (-0,3904)	0,9216 (-0,2688)	0,9620 (-0,1910)	0,9682 (-0,1753)
Região Sudeste	0,9713 (-0,1667)	0,9891 (-0,1037)	0,9936 (-0,0793)	0,9968 (-0,0559)
Região Sul	0,9722 (-0,1643)	0,9869 (-0,1137)	0,9933 (-0,0810)	0,9943 (-0,0751)
Região Centro-Oeste	0,9370 (-0,2430)	0,9738 (-0,1596)	0,9878 (-0,1096)	0,9819 (-0,1333)

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNAD e do Censo.

Já o acesso à eletricidade (tabela 2) foi ampliado ao longo do período de 1998 a 2013 em todas as regiões, tornando o acesso praticamente universal. Porém, novamente a Região Norte surge como destaque negativo e revelou o menor valor entre as regiões, onde cerca de 10% da população não possui acesso à energia elétrica.

Tabela 3 – Média e desvio-padrão por região para a variável água

	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013
Região Norte	0,6171 (-0,4860)	0,7035 (-0,4567)	0,7416 (-0,4377)	0,728 (-0,4449)
Região Nordeste	0,6157 (-0,4864)	0,7079 (-0,4547)	0,7904 (-0,4070)	0,7739 (-0,4183)
Região Sudeste	0,9645 (-0,1848)	0,9639 (-0,1865)	0,9767 (-0,1508)	0,9836 (-0,1267)
Região Sul	0,9677 (-0,1766)	0,9723 (-0,1639)	0,9828 (-0,1300)	0,9875 (-0,1108)
Região Centro-Oeste	0,9150 (-0,2788)	0,9365 (-0,2437)	0,9674 (-0,1775)	0,9640 (-0,1862)

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNAD e do Censo.

A variável água, conforme os dados da tabela 3, mais uma vez, ilustra a discrepância no acesso a oportunidades entre as regiões Norte e Nordeste e o restante do país. Essa diferença, no período mais recente, se comparamos com o Sul e o Sudeste, que apresentam os maiores valores, chega a mais de 25% para o Norte e a mais de 20% para o Nordeste. Todavia, cabe destacar que as regiões Norte e Nordeste apresentaram crescimento elevado no acesso a essas oportunidades no decorrer do período.

Tabela 4 – Média e desvio-padrão por região para a variável freq_escolar

	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013
Região Norte	0,8436 (-0,3631)	0,8578 (-0,3492)	0,8888 (-0,3143)	0,9176 (-0,2748)
Região Nordeste	0,8903 (-0,3124)	0,8997 (-0,3004)	0,9299 (-0,2552)	0,9476 (-0,2228)
Região Sudeste	0,9231 (-0,2664)	0,9063 (-0,2913)	0,9362 (-0,2443)	0,9568 (-0,2032)
Região Sul	0,9059 (-0,2919)	0,8701 (-0,3362)	0,8990 (-0,3013)	0,9536 (-0,2104)
Região Centro-Oeste	0,9062 (-0,2915)	0,8718 (-0,3343)	0,9064 (-0,2912)	0,9482 (-0,2214)

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNAD e do Censo.

Tabela 5 – Média e desvio-padrão por região para a variável idadesérie_correta

	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013
Região Norte	0,4715 (-0,4991)	0,4962 (-0,4999)	0,6000 (-0,4898)	0,7005 (-0,4579)
Região Nordeste	0,4586 (-0,4983)	0,4861 (-0,4998)	0,6036 (-0,4892)	0,7246 (-0,4467)
Região Sudeste	0,6708 (-0,4699)	0,6156 (-0,4864)	0,6957 (-0,4601)	0,8559 (-0,3512)
Região Sul	0,6717 (-0,4696)	0,6016 (-0,4896)	0,6781 (-0,4672)	0,8534 (-0,3536)
Região Centro-Oeste	0,6145 (-0,4867)	0,5826 (-0,4931)	0,6652 (-0,4719)	0,8255 (-0,3795)

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNAD e do Censo.

Houveram melhoras em todas as regiões para a média das variáveis frequência_escolar (tabela 4) e idadesérie_correta (tabela 5). Cabe frisar que, outra vez, a Região Norte apresentou os menores valores para os quatro períodos para as oportunidades que representam o acesso à educação. A Região Nordeste também merece destaque, uma vez que, a proporção de jovens que estão na série correta é cerca de 10% mais baixa se comparada com o Sudeste e Sul do país.

Os dados foram segmentados por região geográfica para demonstrar as discrepâncias existentes em relação ao acesso às oportunidades no Brasil. De forma geral, a Região Norte e Nordeste apresentam, na média, os piores valores em relação ao acesso aos serviços básicos. Essas regiões podem se destacar por obterem grande crescimento no período, entretanto, esses valores, de forma geral, não se mostraram suficientes para chegar aos mesmos patamares das regiões Sudeste e Sul. Portanto, é com base na constatação dessas desigualdades regionais e na consideração apontada por Barros *et al.* (2009) sobre a relevância da inclusão de variáveis de localização mais detalhadas, que se optou pela inclusão de variáveis *dummies* de região geográfica na estimação dos modelos logit, dada a possível influência da região na probabilidade de acesso às oportunidades.

Esses resultados, os quais apontam uma grande disparidade regional de oportunidades no Brasil, são similares aos de Dill e Gonçalves (2012). Para esses autores, entre os serviços analisados, o que se apresenta como o mais crítico no país é o saneamento e também constatam que as regiões Norte e Nordeste apresentam os piores resultados em todos os indicadores.

3.1.2 Estimação dos modelos logit

Para calcular a probabilidade de um indivíduo ter acesso a determinado bem ou serviço utilizaremos um modelo de regressão logística, onde será regredido o acesso de cada oportunidade em questão contra as variáveis de circunstâncias. Mais especificamente, como apresentado na equação (9), onde P é a probabilidade da pessoa *i* ter acesso (A=1) ou não (A=0) a oportunidade considerada, tendo como condicionantes um vetor *x* de circunstâncias individuais:

$$P(A = 1|x_1 \dots x_{mi})k \tag{9}$$

Como circunstâncias que influenciam nas probabilidades de acesso às oportunidades consideradas básicas, foram utilizadas as seguintes:

- Gênero;
- Raça/Etnia;
- Área de residência;
- Presença dos pais¹⁶;
- Renda mensal *per capita* do domicílio;
- Número de pessoas no domicílio;
- Sexo da pessoa de referência do domicílio;
- Escolaridade da pessoa de referência do domicílio; e
- Região geográfica onde o indivíduo se encontra;

As informações estão na tabela 6.

Tabela 6 – Especificação das variáveis circunstanciais

Circunstância	Variável	Especificação
Gênero	<i>Sexo</i>	Binária: 1 se masculino e 0 se feminino
Raça	<i>Raça</i>	Binária: 1 se brancos ou amarelos (brancos) e 0 se negros, pardos ou índios (não brancos)
Área da residência	<i>urbano</i>	Binária: 1 se urbana e 0 se rural
Presença da mãe	<i>presença_mãe</i>	Binária: 1 se presente e 0 se não presente
Renda mensal <i>per capita</i> do domicílio	<i>ln_renda</i>	Logaritmo natural
Número de pessoas no domicílio	<i>num_pes</i>	Linear
Gênero da pessoa de referência do domicílio	<i>sexo_pesref</i>	Binária: 1 se masculino e 0 se feminino
Escolaridade da pessoa de referência do domicílio	<i>escolaridade_pesref</i>	Quadrática ¹⁷
Região norte	<i>região1</i>	Binária: 1 se na região norte e 0 caso contrário
Região nordeste	<i>região2</i>	Binária: 1 se na região nordeste e 0 caso contrário
Região sudeste	<i>região3</i>	Binária: 1 se na região sudeste e 0 caso contrário
Região sul	<i>região4</i>	Binária: 1 se na região sul e 0 caso contrário

Fonte: dados da pesquisa.

¹⁶ Para os dados da PNAD utilizou-se somente a presença da mãe.

¹⁷ Conforme especificação de Dill e Gonçalves (2012).

Definidas as características a serem consideradas como variáveis independentes, então, utilizou-se um modelo de regressão logística para estimar a seguinte equação:

$$\begin{aligned} op_{ij} = \exp(\beta_0 + \beta_1 sexo_i + \beta_2 raça_i + \beta_3 urbano_i + \beta_4 presença_mãe_i + \beta_5 \ln_renda_i + \\ + \beta_6 num_pes_i + \beta_7 sexo_pesref_i + \beta_8 escolaridade_pesref_i + \beta_9 região1_i + \beta_{10} região2_i + \\ + \beta_{11} região3_i + \beta_{12} região4_i) \end{aligned} \quad (10)$$

Formalmente, a estimação dos parâmetros β s é realizada do seguinte modo:

$$\frac{P(A=1|x_1 \dots x_m)}{1-P(A=1|x_1 \dots x_m)} = e^{\beta_0 + \sum_{k=1}^m x_{ki} \beta_k} \quad (11)$$

Após a obtenção dos parâmetros, o procedimento seguinte consiste em calcular a probabilidade individual de o indivíduo ter acesso aos bens e serviços definidos como básicos:

$$p_i = \left\{ \frac{e^{\beta_0 + \sum_{k=1}^m x_{ki} \beta_k}}{1 + e^{\beta_0 + \sum_{k=1}^m x_{ki} \beta_k}} \right\} \quad (12)$$

Uma vez calculada a probabilidade pessoal, determina-se a taxa de cobertura das oportunidades consideradas, para cada um dos estados, representada por C, que consiste em uma forma de medir o nível de cobertura daquela oportunidade. Este índice apresenta valores entre 0 e 1 e quanto mais próximo ao valor unitário maior será a cobertura existente de determinado serviço:

$$C = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n p_i \quad (13)$$

Já para mensurar a equidade da distribuição de certa oportunidade, utilizou-se o índice D, que mede o quanto as taxas de acesso a este serviço são desiguais para alguns grupos definidos por determinadas circunstâncias.

$$D = \frac{1}{2C} \sum_{i=1}^n \frac{1}{N} |p_i - C| \quad (14)$$

Este é o índice de dissimilaridade, que varia entre zero e um, de modo que quanto mais próximo de zero, mais equânime é a distribuição do acesso aos serviços básicos. Esta é a base para a medida da desigualdade de oportunidade empregada neste estudo, que consiste na média aritmética dos índices D das variáveis de saneamento, eletricidade, água, frequência escolar e idade-série correta.

Assim como o índice de dissimilaridade, a taxa de cobertura é calculada separadamente para cada oportunidade básica. Em seguida, com o objetivo de agregarmos as cinco oportunidades em uma única medida, utilizou-se uma média simples.

Analisando os resultados da tabela 7, o que se observa é que ocorreu uma redução do índice de dissimilaridade na maioria dos estados brasileiros entre 1998 e 2013 e um aumento concomitante da taxa de cobertura. Mesmo com a melhoria ocorrida no período, um ponto relevante verificado é que os cinco estados que apresentam os maiores valores para o índice de dissimilaridade pertencem às regiões Norte (Acre, Amazonas e Pará) e Nordeste (Maranhão e Piauí) o que ratifica a existência de uma desigualdade regional de oportunidade no Brasil.

Esses dados demonstram que, nos estados onde as oportunidades básicas são menores, há uma grande dificuldade de mobilidade social, uma vez que os indivíduos precisariam demandar mais esforços nessas regiões para conseguir ascensão econômica e social. Igualdade de oportunidade para todos significaria que todos teriam essa possibilidade, independentemente de sua origem familiar.

A respeito da diminuição dos valores relativos à desigualdade de oportunidades nesse período, podemos afirmar que ele pode ser uma consequência das políticas de ação afirmativa implementadas pelo governo brasileiro nos últimos anos. Dentro desse contexto, podemos citar, como exemplo, políticas públicas para a universalização de acesso à educação e à saúde básica e a política de valorização do salário mínimo.

Tabela 7 – Valores médios para quatro períodos da taxa de cobertura e índice de dissimilaridade por estado brasileiro.

Estado	1998-2001		2002-2005		2006-2009		2010-2013	
	C	D	C	D	C	D	C	D
Acre	0,60	0,03	0,60	0,03	0,62	0,04	0,69	0,03
Alagoas	0,57	0,04	0,63	0,04	0,70	0,03	0,74	0,02
Amapá	0,62	0,03	0,62	0,03	0,65	0,03	0,72	0,02
Amazonas	0,60	0,03	0,63	0,03	0,67	0,03	0,70	0,03
Bahia	0,59	0,04	0,66	0,04	0,72	0,03	0,76	0,02
Ceará	0,61	0,04	0,68	0,03	0,75	0,03	0,76	0,02
Distrito Federal	0,76	0,02	0,78	0,02	0,80	0,01	0,83	0,01
Espírito Santo	0,78	0,04	0,82	0,03	0,86	0,03	0,88	0,02
Goiás	0,71	0,03	0,74	0,02	0,78	0,01	0,81	0,01
Maranhão	0,53	0,04	0,63	0,04	0,70	0,03	0,72	0,03
Mato Grosso	0,69	0,03	0,72	0,03	0,76	0,02	0,80	0,01
Mato Grosso do Sul	0,71	0,03	0,74	0,02	0,77	0,02	0,81	0,01
Minas Gerais	0,79	0,04	0,83	0,03	0,87	0,02	0,88	0,02
Pará	0,60	0,02	0,63	0,03	0,66	0,03	0,69	0,03
Paraíba	0,59	0,04	0,66	0,04	0,73	0,03	0,77	0,02
Paraná	0,77	0,03	0,79	0,02	0,83	0,02	0,85	0,02
Pernambuco	0,63	0,04	0,69	0,03	0,74	0,03	0,78	0,02
Piauí	0,55	0,04	0,61	0,04	0,68	0,03	0,74	0,03
Rio de Janeiro	0,84	0,02	0,86	0,02	0,89	0,01	0,90	0,01
Rio Grande do Norte	0,60	0,04	0,66	0,04	0,72	0,03	0,77	0,02
Rio Grande do Sul	0,78	0,02	0,80	0,02	0,83	0,02	0,85	0,01
Rondônia	0,63	0,02	0,63	0,03	0,66	0,03	0,71	0,02
Roraima	0,62	0,03	0,65	0,02	0,70	0,02	0,72	0,02
Santa Catarina	0,77	0,03	0,80	0,02	0,83	0,02	0,85	0,02
São Paulo	0,85	0,02	0,86	0,02	0,89	0,01	0,91	0,01
Sergipe	0,61	0,04	0,68	0,03	0,74	0,03	0,76	0,02
Tocantins	0,55	0,04	0,58	0,04	0,66	0,03	0,71	0,02

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da PNAD e do Censo.

3.2 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO E BASE DE DADOS

A equação de crescimento estimada consiste em:

$$\begin{aligned}
 txc_{it} = & \beta_0 + \beta_1 y_{i,t-1} + \beta_2 DOp_{i,t-1} + \beta_3 DEs_{i,t-1} + \beta_4 EduH_{i,t-1} + \beta_5 EduM_{i,t-1} + \\
 & \beta_6 interação_{i,t-1} + \beta_7 setor2_{i,t-1} + \beta_8 setor3_{i,t-1} + \beta_9 rec_pub_{i,t-1} + \beta_{10} gas_pub_{i,t-1} + \alpha_i + \\
 & \eta_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{15}$$

A variável dependente txc_{it} consiste na taxa de crescimento da renda *per capita* anual, que é mensurada através da diferença do logaritmo da renda *per capita* em dois instantes do tempo dividida pelo intervalo entre os períodos. Já $y_{i,t-1}$ é o PIB *per capita* anual defasado. Os dados do PIB para os estados foram obtidos na base de dados do IPEA, com valores expressos em reais, a preços constantes tendo como base o ano de 2010¹⁸. As estimativas para a população das unidades federativas necessárias para calcular o PIB *per capita* provêm do IBGE.

O regressor $DOp_{i,t-1}$ é a desigualdade de oportunidade medida pelo índice de dissimilaridade descrito anteriormente (seção 3.1). Já $DES_{i,t-1}$ consiste na desigualdade de esforço, seguindo as abordagens de Marrero e Rodríguez (2013) e Ferreira *et al.* (2014), a qual é estimada como um termo residual entre a desigualdade de renda total e a de oportunidade, conforme demonstrado pela equação (16).

$$DES_{i,t-1} = D(y)_{i,t-1} - DOp_{i,t-1} \quad (16)$$

A variável $I(y)_{i,t-1}$ representa a desigualdade de renda total, medida através do índice L de Theil, conforme proposto por Marrero e Rodríguez (2013) e Ferreira *et al.* (2014), que se expressa pela seguinte equação:

$$Theil L = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{\mu}{x_i} \quad (17)$$

Onde μ é a renda *per capita* média para cada estado, x_i é a renda de cada indivíduo e n é a quantidade de pessoas. Esse índice é nulo quando inexistir desigualdade de renda e tende ao infinito quando a desigualdade tender ao seu valor máximo. Os dados relativos aos rendimentos encontram-se na PNAD e no Censo Demográfico.

Conforme a especificação de Forbes (2000) e Ferreira *et al.* (2014), foram incluídas as variáveis $EduH_{i,t-1}$ e $EduM_{i,t-1}$ os quais representam a proporção de homens e mulheres pertencentes a população adulta (com idade maior que 25 anos), respectivamente, que concluíram pelo menos um ano do ensino médio.

¹⁸ Os valores do produto interno bruto foram deflacionados pelo deflator implícito do PIB.

O termo denominado *interação* $_{i,t-1}$ segue a abordagem proposta por Barro (2008) e também utilizada por Cruz *et al.* (2015), que consiste na multiplicação do componente representante da desigualdade, neste trabalho utilizaremos $DOP_{i,t-1}$, pelo logaritmo do PIB *per capita*. Essa interação representa uma forma de compreender o efeito não-linear da desigualdade de oportunidade sobre o crescimento econômico. Segundo Barro (2008), se esse coeficiente for positivo, mais negativo será o impacto da desigualdade para baixos níveis de PIB *per capita*. À medida que o patamar da renda aumenta, esse efeito tende a ser atenuado até o momento em que o efeito estimado da desigualdade no crescimento se torna positivo. Ainda de acordo com Barro (2008), o que se espera, para demonstrar uma relação não-linear, é que o termo interação apresente o sinal contrário ao da variável de desigualdade.

De forma semelhante à Marrero e Rodríguez (2013), foram incorporadas as variáveis representativas do percentual de trabalhadores por setor da economia, ou seja, $setor2_{i,t-1}$ e $setor3_{i,t-1}$ que correspondem ao percentual de trabalhadores dos setores secundário e terciário, respectivamente. O setor primário é considerado como base. A introdução dessas variáveis no modelo tem a finalidade de verificar a participação da expansão desses setores no crescimento da economia brasileira.

Seguindo a abordagem de Cruz *et al.* (2015), o modelo abrange $rec_pub_{i,t-1}$ e $gas_pub_{i,t-1}$ que consistem na razão das receitas e gastos públicas estaduais pelo PIB, respectivamente. Os dados relativos a receitas e gastos provêm da Secretaria do Tesouro Nacional. Da mesma forma que os referidos autores, o objetivo da inclusão dessas variáveis é incorporar o aspecto da economia política no crescimento. Considera-se o Teorema do Eleitor Mediano, referido por Alesina e Rodrik (1994), o qual implica que uma maior desigualdade de renda tende a tornar as decisões governamentais viesadas a favor da redistribuição da mesma e em detrimento do crescimento econômico, uma vez que os mais pobres representam a maioria dos votos e os políticos necessitam atender às suas demandas e os mais desfavorecidos tendem a preferir redistribuição de renda a crescimento.

Por fim, a variável η_t é uma *dummy* para o período e os termos α_i e u_{it} representam os efeitos fixos dos estados e o termo de erro, respectivamente.

3.2.1 Estatística descritiva das variáveis

No apêndice A, são apresentadas as tabelas que contêm os valores médios e os respectivos desvios padrões de cada estado para as variáveis utilizadas na análise empírica de forma anual. Pelos dados apresentados, a desigualdade de oportunidade diminuiu, na média por estado, durante o período analisado, partindo de um valor de 0,0340 em 1998 para 0,0236 em 2013. O mesmo acontece com a desigualdade de esforço.

Com relação as variáveis que mede a proporção de homens e mulheres adultos que completaram o primeiro ano do ensino médio, o que constatamos é que elas aumentaram consideravelmente nesses 16 anos para ambos os sexos, sendo 0,25 no ano inicial para os homens e 0,27 para as mulheres. Já no último ano os valores são de 0,42 e 0,46, respectivamente. Além disso, verifica-se que em todos os anos a proporção de mulheres é maior do que dos homens evidenciando que elas têm, na média, mais tempo de estudo do que eles. Esse desequilíbrio pode ser ocasionado pelo maior custo de oportunidade dos homens em permanecer nos estudos devido aos incentivos decorrentes de um mercado de trabalho aquecido.

Quanto a participação dos setores na economia, o principal setor de ocupação da atividade econômica é o de serviços *vis-à-vis* aos demais. Nota-se que, a participação do setor secundário aumentou de 0,0761 em 1998 para 0,0948 em 2013 enquanto o setor terciário oscilou durante o período, mas permanece constante ao considerarmos o início e o fim do lapso temporal analisado.

3.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção são descritos os procedimentos metodológicos empregados nesta análise feita através de dados em painel. Em um primeiro momento utilizou-se uma regressão linear múltipla, estimada por MQO. O segundo exercício foi a consideração de uma estimação com efeitos fixos e por fim, foram empregados o GMM em primeira diferença e o GMM sistêmico. Estes mesmos métodos foram utilizados por Marrero e Rodríguez (2013), Ferreira *et al.* (2014) e Cruz *et al.* (2015).¹⁹

Parte dos estudos sobre o efeito da desigualdade de renda no crescimento econômico utilizam-se de dados *cross-section*, como Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994)

¹⁹ Marrero e Rodríguez (2013) apenas não utilizaram o GMM em primeira diferença.

que estimaram seus modelos pelo método de MQO. No entanto, Forbes (2000) argumenta que estudos que utilizam este método tendem a apresentar um efeito negativo, pois não consideram uma possível fonte de viés proveniente de omissão de variáveis que são invariantes no tempo.

A primeira estimação a ser realizada consiste no tradicional método de MQO, entretanto conforme Ferreira *et al.* (2014), os coeficientes estimados podem ser viesados e inconsistentes devido ao fato da variável renda defasada ser possivelmente correlacionada com o termo de erro, especialmente, quando t é pequeno. Outros trabalhos, como Li e Zou (1998) e Forbes (2000), por também considerarem que estimativas por MQO são viesadas, utilizaram-se igualmente de dados em painel para um modelo com efeitos fixos. Segundo Forbes (2000), é vantajoso utilizarmos dados em painel, uma vez que estes tornam possível controlar os efeitos específicos invariantes no tempo.

Assim, optou-se por outra forma de estimar a equação que consiste em controlar os efeitos não observáveis através de um modelo de efeitos fixos. Contudo, de acordo com Ferreira *et al.* (2014), o estimador de efeitos fixos ainda não elimina o problema de endogeneidade, sendo necessário a utilização de outros métodos.

Além disso, consoante Marrero e Rodríguez (2013), enquanto os coeficientes estimados para a desigualdade por MQO são normalmente viesados para cima, os estimados via efeitos fixos são geralmente viesados para baixo. Sendo esperado que o resultado por GMM apresente algum valor entre esses dois patamares.

Assim, torna-se necessário o uso de variáveis instrumentais como uma forma de transpor este obstáculo. Desta forma, opta-se pela estimação pelos métodos GMM em primeira diferença e GMM sistêmico como uma forma de facilitar a obtenção de instrumentos adequados, uma vez que esses serão os próprios regressores defasados.

Forbes (2000) e Panizza (2002) também incorporaram as contribuições de Arellano e Bond (1991) aos seus trabalhos e utilizaram o GMM em primeira diferença em suas análises. O GMM em primeira diferença proposto por Arellano e Bond (1991) consiste em eliminar os efeitos fixos através da primeira diferença da equação (15), ou seja:

$$\begin{aligned} \Delta txc_{it} = & \beta_1 \Delta y_{i,t-1} + \beta_2 \Delta Dop_{i,t-1} + \beta_3 \Delta DES_{i,t-1} + \beta_4 \Delta EduH_{i,t-1} + \beta_5 \Delta EduM_{i,t-1} \\ & + \beta_6 \Delta interação_{i,t-1} + \beta_7 \Delta setor2_{i,t-1} + \beta_8 \Delta setor3_{i,t-1} + \beta_9 \Delta rec_pub_{i,t-1} \\ & + \beta_{10} \Delta gas_pub_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (18)$$

Desta forma, o estimador Arellano-Bond (1991) consiste na transformação da equação (15), extraindo as diferenças e, em seguida, estimando pelo GMM. Utilizou-se a variável dependente defasada em dois períodos como instrumentos, conforme realizado por Ferreira *et al.* (2014), Forbes (2000) e grande parte da literatura sobre crescimento econômico. Essa abordagem também é válida para possível endogeneidade presente nas variáveis independentes, de modo que, os regressores defasados podem ser empregados como instrumentos.

Segundo Araujo e Marinho (2009, p.11):

As demais variáveis explicativas podem ser classificadas como: (a) estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; (b) fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro e (c) endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros. No segundo caso, os valores da variável defasada em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação e no último caso os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação dessa equação.

Todavia, Blundell e Bond (1998) demonstraram que, para amostras finitas, há evidências de que o estimador GMM em primeira diferença teria fracas propriedades em termos de viés e precisão, uma vez que ocorre uma baixa correlação entre os instrumentos sugeridos por Arellano e Bond (1991) e os regressores, nesse caso, persistindo o problema de endogeneidade. Assim, recomenda-se a utilização do GMM sistêmico, que consiste em utilizar como instrumentos as variáveis em primeira diferença defasadas para a equação em nível e as variáveis em nível defasadas para a equação em primeira diferença. Este método é uma ampliação do estimador proposto por Arellano e Bond (1991), formulado por Arellano e Bover (1995) e aprofundado por Blundell e Bond (1998).

Bond, Hoeffler, Temple (2001), por sua vez, analisaram especificamente os modelos de crescimento empírico e, segundo os autores, o estimador de Arellano e Bond (1991) pode não produzir resultados consistentes, posto que, normalmente as séries de produto são persistentes e o número de observações é pequeno. Como consequência as variáveis defasadas em nível são consideradas como fracos instrumentos para as primeiras diferenças. Com base nesta análise, Bond, Hoeffler, Temple (2001) corroboram a recomendação de utilizar o estimador via GMM sistêmico de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

As estimações realizadas neste trabalho por GMM em primeira diferença e GMM sistêmico consideraram as variáveis independentes como predeterminadas em pelo menos um

período, conforme abordagem de Cruz *et al.* (2015). Em seguida, foram utilizados testes para analisar essas estimações.

Para avaliar a consistência dos estimadores do GMM em primeira diferença e o sistêmico, utilizou-se dois testes. O primeiro é o teste de Arellano e Bond o qual testa a autocorrelação no termo aleatório, a partir da hipótese nula de correlação serial zero, o objetivo é constatar se há *lags* que não são válidos como instrumentos. Espera-se rejeitar a correlação serial de primeira ordem, uma vez que se espera que $\Delta\varepsilon_{i,t}$ seja correlacionado com $\Delta\varepsilon_{i,t-1}$, e não rejeitar para $\Delta\varepsilon_{i,t-k}$ para $k \geq 2$, onde k é o número da ordem.

O segundo teste é o de Sargan, que consiste em testar a sobreidentificação das condições de momento por meio das estatísticas de Sargan. O objetivo é não rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

4 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

A tabela 8 apresenta os resultados para a estimação através de MQO. O que podemos observar é que a desigualdade de oportunidade apresenta um coeficiente negativo, entretanto o mesmo é insignificante estatisticamente, assim como a maior parte dos coeficientes deste modelo. O parâmetro da variável $y_{i,t-1}$ apresenta valor negativo e robusto o que é consistente com diversos estudos que utilizaram essa metodologia como, por exemplo, Alesina e Rodrik (1994), Li e Zou (1998), Barro (2000), Panizza (2002) e Marrero e Rodríguez (2013). De acordo com o último, este resultado negativo reflete uma convergência condicional, ou seja, supõe que as economias dos estados diferem e tendem a estados estacionários diferentes, cada uma de acordo com suas próprias características. Em contrapartida, se essas economias possuírem as mesmas características, irão para um estado estacionário equivalente, assim, as economias inicialmente mais pobres, por estarem mais distante do estado estacionário, cresceriam mais do que as outras, o que caracterizaria uma convergência absoluta. Os outros coeficientes se mostraram insignificantes ao nível de 10%.

Tabela 8 – Resultado da regressão por MQO

Variável dependente: g_{it}
Número de Observações: 405

Variáveis independentes	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
$y_{i,t-1}$	-4,257731	1,116356	-3,81	0,000
$DOP_{i,t-1}$	-27,79395	97,34277	-0,29	0,775
$DEs_{i,t-1}$	2,373049	2,082627	1,14	0,255
$EduH_{i,t-1}$	11,7914	7,818191	1,51	0,132
$EduM_{i,t-1}$	-5,847764	7,65783	-0,76	0,446
$interação_{i,t-1}$	48,90134	36,26193	1,35	0,178
$rec_pub_{i,t-1}$	0,0019315	.005604	0,34	0,731
$gas_pub_{i,t-1}$	-0,0073581	.0069877	-1,05	0,293
$setor2_{i,t-1}$	-4,354245	10,14802	-0,43	0,668
$setor3_{i,t-1}$	7,745584	5,038493	1,54	0,125

O modelo inclui uma constante, *dummies* para o período e para região geográfica.

Fonte: elaboração própria, com dados da pesquisa.

Quando incorporamos efeitos fixos ao modelo, conforme exposto na tabela 9, com o intuito de minimizar o possível viés na estimação por MQO, observa-se que, nesse caso a variável de desigualdade de oportunidade apresenta parâmetro negativo, como no MQO, porém com nível de 5% de significância estatística, o que está de acordo com os resultados encontrados por Marrero e Rodríguez (2013) e Ferreira *et al.* (2014) no momento em que utilizam efeitos fixos. A variável de interação apresenta o sinal positivo e robusto que indica um impacto mais negativo da desigualdade de oportunidade sobre o crescimento, dado baixos níveis de PIB *per capita*. Esse resultado, reforça os resultados encontrados por Barro (2008) e Cruz *et al.* (2015, p. 181) que afirmam que “a desigualdade exerce efeito positivo no crescimento para níveis de PIB *per capita* mais elevados (coeficiente da variável de interação) e efeito negativo nos de PIB baixo (coeficiente da variável desigualdade).” Demais parâmetros continuam insignificantes estatisticamente.

Tabela 9 – Resultado da regressão por MQO com efeitos fixos

Variável dependente: g_{it}				
Número de Observações: 405				
Variáveis independentes	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
$y_{i,t-1}$	-23,19276	1,702766	-13,62	0,000
$DOp_{i,t-1}$	-245,8688	98,79976	-2,49	0,013
$DEs_{i,t-1}$	-0,0477447	2,120713	-0,02	0,982
$EduH_{i,t-1}$	-5,795784	7,577977	-0,76	0,445
$EduM_{i,t-1}$	-3,498345	7,863511	-0,44	0,657
$interação_{i,t-1}$	117,5118	38,20651	3,08	0,002
$rec_pub_{i,t-1}$	-0,0016683	0,0048526	-0,34	0,731
$gas_pub_{i,t-1}$	-0,0060943	0,0068032	-0,90	0,371
$setor2_{i,t-1}$	3,697468	15,43961	0,24	0,811
$setor3_{i,t-1}$	3,987505	6,629052	0,60	0,548

O modelo inclui uma constante, *dummies* para o período.

Fonte: elaboração própria, com dados da pesquisa.

Pelo método GMM em primeira diferença, demonstrado na tabela 10, os parâmetros para a desigualdade de oportunidade e para a interação continuam sendo estatisticamente significativos ao nível de 5% e 1%, respectivamente. O coeficiente para a razão entre o gasto público e o PIB resultou negativo e robusto, com o qual podemos inferir que não é possível rejeitar a hipótese de economia política abordada por Alesina e Rodrik (1994) de que uma maior desigualdade de renda tende a tornar as decisões governamentais viesadas a favor da redistribuição da mesma e em detrimento do crescimento econômico. Esse resultado é compatível com os apresentados por Cruz *et al.* (2015) para essa variável.

Pela primeira vez encontramos significância estatística para a desigualdade de esforço, no entanto, seu sinal é negativo, o que contraria os resultados de Marrero e Rodríguez (2013) que encontraram um efeito positivo desta variável sobre o crescimento. Desta forma, não se pode corroborar com a hipótese de que o efeito da desigualdade sobre o crescimento pode variar em função da natureza da desigualdade, uma vez que tanto a desigualdade de oportunidade quanto a de esforço apresentaram sinal negativo.

Tabela 10 – Resultado da regressão por GMM em primeira diferença

Variável dependente: g_{it}				
Número de Observações: 405				
Variáveis independentes	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
$y_{i,t-1}$	-24,07941	0,8199554	-29,37	0,000
$DOP_{i,t-1}$	-134,222	58,97875	-2,28	0,023
$DEs_{i,t-1}$	-1,116824	0,657284	-1,70	0,089
$EduH_{i,t-1}$	0,6242844	2,233102	0,28	0,780
$EduM_{i,t-1}$	0,6596918	2,361198	0,28	0,780
$interação_{i,t-1}$	64,45392	24,53543	2,63	0,009
$rec_{pub}_{i,t-1}$	0,0008127	0,0014498	0,56	0,575
$gas_{pub}_{i,t-1}$	-0,0085457	0,0024264	-3,52	0,000
$setor2_{i,t-1}$	-7,356025	4,987569	-1,47	0,140
$setor3_{i,t-1}$	0,5708132	2,053555	0,28	0,781
Sargan	0,8968			
AR1	0,0223			
AR2	0,2032			

O modelo inclui uma constante, *dummies* para o período.

Fonte: elaboração própria, com dados da pesquisa.

No modelo de GMM sistêmico a desigualdade de oportunidade continuou apresentando impacto negativo sobre o crescimento econômico, assim como a variável interação que permanece positiva e estatisticamente significativa. Este resultado continua de acordo com Barro (2008) e Cruz *et al.* (2015) quando afirmam que há um efeito não-linear entre essas variáveis.

A desigualdade por esforço apresentou sinal negativo e significativo, o que permanece contrariando os resultados de Marrero e Rodríguez (2013).

As variáveis que correspondem à proporção de homens e mulheres pertencentes a população adulta que concluíram pelo menos um ano do ensino médio apresentaram coeficientes positivos, porém não são estatisticamente significativos.

Tabela 11 – Resultado da regressão por GMM sistêmico

Variável dependente: g_{it}				
Número de Observações: 405				
Variáveis independentes	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
$y_{i,t-1}$	-25,81963	0,4756218	-54,29	0,000
$DOP_{i,t-1}$	-144,2206	48,04558	-3,00	0,003
$DES_{i,t-1}$	-1,465593	0,4815469	-3,04	0,002
$EduH_{i,t-1}$	-0,8712545	1,596344	-0,55	0,585
$EduM_{i,t-1}$	1,188255	1,692872	0,70	0,483
$interação_{i,t-1}$	66,46991	19,94895	3,33	0,001
$rec_pub_{i,t-1}$	0,0006833	0,0010489	0,65	0,515
$gas_pub_{i,t-1}$	-0,009069	0,0018629	-4,87	0,000
$setor2_{i,t-1}$	-5,432474	3,696195	-1,47	0,142
$setor3_{i,t-1}$	0,675051	1,395799	0,48	0,629
Sargan	0,8181			
AR1	0,0276			
AR2	0,2159			

O modelo inclui uma constante, *dummies* para o período.

Fonte: elaboração própria, com dados da pesquisa.

Ao analisarmos as estimações por GMM, é importante considerarmos o teste de Sargan e o teste de autocorrelação serial. Quanto ao primeiro, o que observamos é a não rejeição da hipótese nula de que os instrumentos são válidos. Já em relação à outra verificação, se considerarmos um nível de significância de 5%, o teste de correlação serial de primeira ordem rejeita e o de segunda ordem não rejeita a hipótese nula de correlação serial zero. Ambas as avaliações se comportaram da forma esperada para verificarmos se o modelo é adequado, tanto para o GMM em primeira diferença quanto para o sistêmico.

Os coeficientes para a desigualdade de oportunidade mostraram-se consistentes com a afirmação de Marrero e Rodríguez (2013) a respeito de serem normalmente viesados para cima quando estimados por MQO, -27,79, geralmente viesados para baixo quando considerados efeitos fixos na estimação, -245,87, e que, por meio do GMM, se esperam valores intermediários entre essas duas medidas, -134,22 e -144,22 para o GMM em primeira diferença e sistêmico, respectivamente.

Os quatro métodos econométricos utilizados demonstraram o mesmo efeito negativo da desigualdade de oportunidade sobre o crescimento. O que podemos concluir é que esta desigualdade, de acordo com este estudo, é prejudicial para o crescimento, conforme Marrero e Rodríguez (2013). Esse resultado é relevante à medida que demonstra que políticas públicas que busquem melhorar a equidade na distribuição de renda devem ser direcionadas para nivelar diferenças de circunstâncias entre os indivíduos, seja as condições de habitação (saneamento básico e acesso à água e à eletricidade) ou as condições para universalizar a educação e torná-la de qualidade. A desigualdade no Brasil é uma das causas para a manutenção das diferenças sociais. O que ocorre é que para quem não possui condições básicas é necessário muito mais esforço e competência para melhorar suas condições de trabalho e financeiras.

Já o efeito negativo e significativo da desigualdade de esforço sobre o crescimento contraria os resultados de Marrero e Rodríguez (2013) que consideram essa desigualdade como positiva para o crescimento. Essa desigualdade serviria de estímulo para que os indivíduos se esforcem mais e se tornassem mais criativos e inovadores. Contudo, o que podemos afirmar para elucidar esse resultado divergente, é que talvez no Brasil não existam incentivos consideráveis para que as pessoas desenvolvam diferentes habilidades. As políticas podem estar concentradas na redistribuição de renda, mas por outro lado reprimindo incentivos individuais e como consequência desestimulando o crescimento.

As políticas de ação afirmativa devem ser vistas como uma forma de universalizar direitos mesmo sendo caracterizadas como uma forma de tratar determinados grupos sociais. Devem ser criadas condições para que todos tenham acesso a oportunidades básicas, neste trabalho foram consideradas as circunstâncias relativas à habitação e à educação.

Assumir a importância da desigualdade de esforço não contradiz a relevância da desigualdade de oportunidade. Talvez, o período analisado compreenda uma fase de transição, onde essas políticas públicas que demonstraram reduzir as desigualdades de acesso a serviços básicos proporcionem condições para que no futuro as pessoas acreditem que se demandarem mais esforços serão recompensadas por isso.

Como exemplo de política pública de ação afirmativa podemos citar o Programa Luz para Todos, criado em 2003, que tem como objetivo acabar com a exclusão elétrica no país e promover, gratuitamente, o acesso à eletricidade. Outra ação afirmativa importante no período foi o Programa Bolsa Família, que além de desempenhar o papel de melhorar a distribuição de renda,

também condiciona o recebimento do benefício ao compromisso das famílias em manter as crianças estudando regularmente. A motivação para o recebimento do programa é o rompimento do ciclo intergeracional da pobreza que colocaria, em uma armadilha de pobreza, gerações futuras.

Os resultados encontrados por Ferreira *et al.* (2014), não foram consistentes ao estabelecer uma relação entre as desigualdades de oportunidade e de esforço no crescimento econômico. Os autores consideram que isso ocorreu, possivelmente, em função de um erro de medida, uma vez que análises *cross-country* apresentam problema de comparabilidade dos dados, principalmente no que se refere à medida de desigualdade de oportunidade.

Outra hipótese para a desigualdade de esforço apresentar um sinal negativo, está no seu caráter residual, ou seja, além desta variável medir a desigualdade decorrente de esforços, ela também pode conter circunstâncias omitidas na estimação da desigualdade de oportunidade.

Quanto as variáveis de proporção de homens e mulheres que concluíram pelo menos um ano do ensino médio, elas não apresentaram impacto significativo para o crescimento. Esse resultado está de acordo com Ferreira *et al.* (2014) e Cruz *et al.* (2015). Uma das hipóteses que podemos levantar para não termos encontrado impacto da educação no crescimento pode ser em função destas variáveis não captarem a qualidade da mesma, medindo-se apenas o fato de os indivíduos terem atingido aquele determinado nível de escolaridade.

Os termos representativos dos setores também não apresentaram significância estatística o que diverge dos achados de Marrero e Rodríguez (2013) que sugerem que os estados com participação inicial maior nos setores de serviços, comércio e indústria têm experimentado maior crescimento econômico. No nosso caso, não podemos afirmar que a participação dos setores na economia tenha efeito sobre o crescimento.

O nível de gasto público pelo PIB representa a abordagem de economia política de Alesina e Rodrik (1994), consistente com Cruz *et al.* (2015), com a qual a desigualdade pode resultar em uma maior demanda por políticas públicas de redistribuição de renda. Isso se explica pelo teorema do eleitor mediano, no qual o nível de gasto no bem público será aquele correspondente à preferência do votante mediano. O que os dados demonstram é que no Brasil pode existir uma maior demanda por políticas de redistribuição de renda em detrimento do crescimento econômico.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou contribuir para o estudo do efeito da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico. Mais especificamente, o objetivo foi decompor essa desigualdade em dois elementos e então identificar seus respectivos impactos no crescimento. Essa desagregação, seguindo a abordagem de Marrero e Rodríguez (2013) e Ferreira *et al.* (2014), justifica-se como uma forma de explicar o porquê da discrepância de resultados presente em diversos estudos que investigam a relação entre essas duas variáveis.

Através da análise do acesso às oportunidades, para cada região do Brasil, foram constatadas significantes discrepâncias entre os dados, sendo, de maneira geral, as Regiões Norte e Nordeste as mais prejudicadas quando se considera o acesso a serviços básicos. O índice de dissimilaridade dos estados brasileiros diminuiu no período de 1998 e 2013, ou seja, isso demonstra uma diminuição da desigualdade de oportunidades no país, sendo que essa redução pode ser uma consequência de políticas de ação afirmativa implementadas pelo governo brasileiro nos últimos anos.

Para a estimação da equação da taxa de crescimento da renda *per capita* anual dos estados brasileiros, as variáveis independentes foram: o PIB *per capita* anual defasado, a desigualdade de oportunidade, a desigualdade de esforço, a proporção da população adulta de homens e mulheres que completou o primeiro ano do ensino médio, a interação, variáveis *dummies* para os setores da economia, as razões entre as receitas e o PIB e a razão entre as despesas e o PIB. Os dados foram coletados para as 27 unidades federativas compreendendo o período de 1998 a 2013.

A estimação por MQO apresentou apenas resultados robustos para a variável de PIB *per capita* defasada. Esse efeito negativo pode refletir uma convergência condicional, ou seja, supõe que as economias dos estados são distintas e tendem a estados estacionários diferentes, cada uma de acordo com suas próprias características.

Ao incorporarmos efeitos fixos ou estimarmos por GMM em primeira diferença ou sistêmico, duas variáveis apresentam significância estatística: a desigualdade de oportunidade e a interação. A primeira tem efeito negativo enquanto a segunda tem sinal positivo, resultando em um impacto mais negativo da desigualdade de oportunidade sobre o crescimento, dado baixos

níveis de PIB *per capita*, ou seja, estados com renda *per capita* menor são mais prejudicados por esse tipo de desigualdade.

Através do GMM, encontramos resultados robustos para a razão entre os gastos públicos e o PIB e para a desigualdade de esforço. Quanto aos gastos, o que observamos foi um sinal negativo, demonstrando que não podemos rejeitar a hipótese de que: uma desigualdade maior tende a tornar as decisões acerca de políticas públicas viesadas em favor de uma maior equidade da renda, em oposição a decisões que priorizem o crescimento. Esse resultado corrobora com a hipótese de que a recente redução da desigualdade de oportunidades pode ser oriunda de políticas públicas afirmativas implementadas nos últimos anos, visto que, algumas delas, tem como objetivo reduzir disparidades em relação a circunstâncias básicas, como habitação e educação.

Tanto a desigualdade de oportunidade quanto a de esforço apresentaram efeito negativo e significativo para o crescimento econômico. Quanto à primeira, o que concluímos é que uma maior igualdade de oportunidades é relevante à medida que demonstra a importância da aplicação de políticas públicas que visem melhorar a equidade na distribuição de renda. Mas essas políticas devem focar em nivelar diferenças de circunstâncias entre os indivíduos, seja através de melhores condições de habitação (saneamento básico e acesso à água e à eletricidade) ou por melhores condições na educação. É a partir de medidas como essas que se torna possível romper o ciclo da pobreza, dando aos indivíduos circunstâncias básicas para que ele possa atingir melhores condições de trabalho e financeiras.

Sobre o coeficiente negativo da variável desigualdade de esforço, podemos apontá-lo como uma consequência de seu caráter residual, isso significa que é possível que ele esteja contaminado com circunstâncias omitidas que não estão sendo capturadas pela desigualdade de oportunidade. Além disso, os resultados demonstram que talvez, no Brasil, não existam incentivos consideráveis para que as pessoas desenvolvam diferentes habilidades. As políticas podem estar concentradas na redistribuição de renda e, por outro lado, reprimindo incentivos individuais e como consequência desestimulando o crescimento.

Contudo, assumir a importância da desigualdade de esforço não contradiz a relevância da desigualdade de oportunidade. Talvez, o período analisado compreenda uma fase de transição, onde essas políticas públicas afirmativas, que tem por objetivo reduzir as desigualdades de acesso a serviços básicos, possam proporcionar, no longo prazo, condições para que as pessoas acreditem que se demandarem mais esforços serão recompensadas por isso.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive policies and economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p. 465-490, Mai. 1994.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. London, **Review of Economic Studies**, 58, p. 277 - 297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models, **Journal of Econometrics**, 68, p.29-52, 1995.
- ARAUJO, J.; MARINHO, E. A desigualdade de renda no Brasil e os seus determinantes. In: Encontro Nacional de Economia, 38. Foz do Iguaçu: ANPEC, 8-11, dez. 2009. Anais... 19 p.
- BARRO, R. J. Inequality and Growth Revisited. Asian Development Bank, **Working Papers Series on Regional Economic Integration**, n. 11, Jan. 2008.
- BARROS, R. P. de; FERREIRA, F. H. G.; VEGA, J. M.; CHANDUVI, J. S. **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC: Palgrave Macmillan and the World Bank, 222 p., 2009.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, 87, p. 115-143, 1998.
- BOND, S. R.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. GMM Estimation of Empirical Growth Models. **Economics Papers: 2001-W21**. Economics Group, University of Oxford, n. 2001-W21, Set. 2001.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Using Stata**. Texas: Stata Press, 2009.
- CRUZ, P. B.; TEIXEIRA, A. C. C.; MONTE-MOR, D. S. O efeito da desigualdade da distribuição de renda no crescimento econômico. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 2, p. 163-186, Abr.-Jun. 2015.
- DILL, H. C.; GONÇALVES, F. de O. Igualdade de oportunidade entre os estados brasileiros: uma análise microeconômica com base nos dados da PNAD 2009. **Nova Economia**, Belo Horizonte, MG: UFMG, v.23, n.2, p.307-328, Ago. 2013.
- FERREIRA, F. H. G; LAKNER, C.; LUGO, M. A.; OZLER, B. Inequality of opportunity and economic growth: a cross-country analysis. **Policy Research Working Paper**, n. 6915, Jun. 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, p. 622-657, Dez. 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, p. 651-680, Fev. 2011.

FORBES, K. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American Economic Review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, Set. 2000.

FRANÇA, M. T. A.; DUENHAS, R. A.; GONÇALVES, F. O.; O acesso ao judiciário é para todos? Uma análise utilizando o índice de oportunidade no acesso para os estados brasileiros. **Economic Analysis of Law Review**, V. 5, n. 2, p. 285-295, Jul.-Dez. 2014.

GALOR, O.; MOAV, O. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development. **Review of Economic Studies**, v. 71, n. 1, p. 1001-1026, 2004.

HOFFMANN, R. O índice de desigualdade de Theil-Atkinson. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 02, Nov. 1991.

KNOWLES, S. Inequality and Economic Growth: The Empirical Relationship Reconsidered in the Light of Comparable Data. **Credit Research Paper**, n. 01/03, University of Nottingham, Mar. 2001.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, Mar. 1955.

LI, H.; ZOU, H. Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. **Review of Development Economics**, v. 2, n. 3, p. 318-334, Out. 1998.

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

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

PROCÓPIO, I. V.; FREGUGLIA, R. da S.; CHEIN, F. Desigualdade de oportunidades na formação de habilidades: uma análise com dados longitudinais. **Economia Aplicada**. v. 19, n. 2, p.326-348, Jun. 2015

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

ROEMER, J. **Equality of Opportunity**. Harvard University Press, 1998.

SEN, A. Merit and Justice. In: ARROW, K.; BOWLES, S.; DURLAUF, S. **Meritocracy and Economic Inequality**. New Jersey: Princeton University Press, 2000, p. 5-17, 2000.

APÊNDICE A – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise empírica.

	1998	1999	2000	2001
<i>txc_i</i>	-0,1003 (0,2674)	0,0032 (0,2520)	-0,0382 (0,4355)	1,3594 (6,5874)
<i>y_i</i>	2411969 (0,5257)	2413445 (0,5228)	2409839 (0,5239)	2464493 (0,5938)
<i>DOp_i</i>	0,0340 (0,0077)	0,0309 (0,0080)	0,0335 (0,0063)	0,0286 (0,0079)
<i>DEs_i</i>	0,5475 (0,0703)	0,5413 (0,0715)	0,5184 (0,0607)	0,4792 (0,0743)
<i>EduH_i</i>	0,2543 (0,0700)	0,2622 (0,0782)	0,2075 (0,0656)	0,2647 (0,0753)
<i>EduM_i</i>	0,2738 (0,0584)	0,2864 (0,0627)	0,2248 (0,0672)	0,2893 (0,0649)
<i>interação_i</i>	0,0803 (0,0193)	0,0725 (0,0168)	0,0782 (0,0106)	0,0677 (0,0147)
<i>setor2_i</i>	0,0761 (0,0226)	0,0727 (0,0243)	0,0570 (0,0206)	0,0771 (0,0249)
<i>setor3_i</i>	0,8249 (0,0662)	0,8225 (0,0700)	0,8427 (0,0400)	0,8295 (0,0568)
<i>rec_pub_i</i>	0,0723 (0,0267)	0,0746 (0,0280)	834061 (3383726)	9241712 (3875252)
<i>gas_pub_i</i>	0,0768 (0,0277)	0,0742 (0,0258)	8064719 (3237759)	9299675 (3760208)
	2002	2003	2004	2005
<i>txc_i</i>	-0,9630 (6,5824)	0,1486 (0,3027)	0,3634 (0,4170)	0,2880 (0,3928)
<i>y_i</i>	2440491 (0,5260)	2457495 (0,5165)	2487166 (0,5119)	2510682 (0,5047)
<i>DOp_i</i>	0,0273 (0,0083)	0,0277 (0,0085)	0,0292 (0,0074)	0,0280 (0,0079)
<i>DEs_i</i>	0,5609 (0,0852)	0,5656 (0,0885)	0,5521 (0,0966)	0,5213 (0,0772)
<i>EduH_i</i>	0,2801 (0,0745)	0,2936 (0,0754)	0,3001 (0,0796)	0,3128 (0,0823)
<i>EduM_i</i>	0,3036 (0,0640)	0,3166 (0,0625)	0,3295 (0,0694)	0,3461 (0,0715)
<i>interação_i</i>	0,0642 (0,0152)	0,0654 (0,0143)	0,0696 (0,0117)	0,0673 (0,0133)
<i>setor2_i</i>	0,0838 (0,0253)	0,0827 (0,0262)	0,0836 (0,0282)	0,0847 (0,0273)
<i>setor3_i</i>	0,8219 (0,0602)	0,8229 (0,0589)	0,8051 (0,0584)	0,8022 (0,0525)
<i>rec_pub_i</i>	1032666 (4579528)	1064109 (4215818)	1164727 (4594909)	1325451 (5703426)
<i>gas_pub_i</i>	1037091 (4270214)	1089017 (4303808)	1154746 (4354786)	1274369 (4966953)

	2006	2007	2008	2009
<i>txc_i</i>	0,3403 (0,4396)	1,0454 (0,6699)	0,2705 (0,2916)	-0,0461 (0,5290)
<i>y_i</i>	2536804 (0,4976)	2606527 (0,5037)	2626688 (0,4992)	2625305 (0,4934)
<i>DOp_i</i>	0,0273 (0,0076)	0,0259 (0,0073)	0,0252 (0,0073)	0,0218 (0,0063)
<i>DEs_i</i>	0,5205 (0,0869)	0,4967 (0,0846)	0,4892 (0,0784)	0,4833 (0,0723)
<i>EduH_i</i>	0,3310 (0,0832)	0,3507 (0,0837)	0,3691 (0,0752)	0,3859 (0,0786)
<i>EduM_i</i>	0,3634 (0,0694)	0,3827 (0,0633)	0,3998 (0,0630)	0,4193 (0,0623)
<i>interação_i</i>	0,0663 (0,0124)	0,0649 (0,0130)	0,0635 (0,0135)	0,0550 (0,0111)
<i>setor2_i</i>	0,0884 (0,0259)	0,0906 (0,0263)	0,0951 (0,0270)	0,0919 (0,0282)
<i>setor3_i</i>	0,8070 (0,0488)	0,8103 (0,0462)	0,8104 (0,0472)	0,8148 (0,0461)
<i>rec_pub_i</i>	141987 (6210936)	1525936 (6794498)	1777925 (856198)	1879159 (9100212)
<i>gas_pub_i</i>	1413341 (6131949)	1473751 (6501178)	1688138 (7463465)	187188 (8509471)
	2010	2011	2012	2013
<i>txc_i</i>	1,0734 (0,7958)	0,5227 (0,7307)	-0,6898 (2,0577)	2,2083 (1,2261)
<i>y_i</i>	2.691.092 (0,4947)	2.722.002 (0,4946)	2.696.137 (0,4743)	2.826.481 (0,4642)
<i>DOp_i</i>	0,0236 (0,0063)	0,0198 (0,0060)	0,0186 (0,0053)	0,0183 (0,0052)
<i>DEs_i</i>	0,4567 (0,0746)	0,4496 (0,0624)	0,4572 (0,0682)	0,4405 (0,0614)
<i>EduH_i</i>	0,3115 (0,0807)	0,4072 (0,0757)	0,4158 (0,0792)	0,4173 (0,0797)
<i>EduM_i</i>	0,3460 (0,0710)	0,4458 (0,0603)	0,4541 (0,0642)	0,4608 (0,0638)
<i>interação_i</i>	0,0615 (0,0130)	0,0515 (0,0111)	0,0483 (0,0092)	0,0497 (0,0091)
<i>setor2_i</i>	0,0732 (0,0282)	0,0900 (0,0278)	0,0943 (0,0298)	0,0948 (0,0279)
<i>setor3_i</i>	0,7985 (0,0418)	0,8227 (0,0424)	0,8248 (0,0433)	0,8260 (0,0400)
<i>rec_pub_i</i>	1958686 (8625283)	2235964 (1470383)	2442828 (1264747)	2579169 (1181532)
<i>gas_pub_i</i>	1947669 (8354064)	2022984 (8694537)	2346809 (1094499)	2246109 (1088993)

Fonte: elaboração própria, com dados da pesquisa.