

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

FRANCINE MARTINEZ BRAITE

**IMPACTO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO NA DESIGUALDADE DE RENDA:
ESTUDO PARA O CASO BRASILEIRO**

SÃO PAULO

2017

FRANCINE MARTINEZ BRAITE

**IMPACTO DO CRESCIMENTO NA DESIGUALDADE DE RENDA: ESTUDO PARA
O CASO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento:
Macroeconomia, Crescimento econômico

Orientador: Prof. Dr. Vladimir Teles

SÃO PAULO

2017

Braite, Francine Martinez.

Impacto do crescimento econômico na desigualdade de renda : estudo para o caso brasileiro / Francine Martinez Braite. - 2017.

67 f.

Orientador: Vladimir KühlTeles

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Desenvolvimento econômico. 2. Brasil - Condições sociais. 3. Renda - Distribuição - Brasil. 4. Igualdade. 5. Distribuição (Teoria econômica). I.

Teles, Vladimir Kühl. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 330.564(81)

FRANCINE MARTINEZ BRAITE

**IMPACTO DO CRESCIMENTO NA DESIGUALDADE DE RENDA: ESTUDO PARA
O CASO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getúlio Vargas, como requisito para
obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento: Macroeconomia,
Crescimento econômico

Data de aprovação

31/01/2017

Banca examinadora:

Prof. Dr. Vladimir Teles (orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Priscilla Albuquerque Tavares
FGV - EESP

Prof. Dr. Mauro Rodrigues
USP - FEA

*“A dificuldade real não consiste nas
novas ideias, mas em conseguir
escapar das antigas.”*

John Maynard Keynes

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a todos que me auxiliaram na elaboração dessa dissertação.

Ao professor Vladimir Teles pela paciência e ensinamentos contínuos.

À professora Priscilla pela atenção e auxílio no modelo econométrico.

Aos amigos e familiares pela compreensão nos momentos mais difíceis.

Aos colegas do trabalho pelo apoio e incentivo sempre dado aos meus estudos.

Ao meu marido, que compreendeu os momentos de ausência e de ansiedade, e me apoiou sempre.

À minha mãe que sempre esteve comigo em todos os momentos.

RESUMO

Esta dissertação se propõe a realizar investigação empírica sobre a validade da influência do crescimento econômico sob a desigualdade de renda no Brasil. A análise é feita aplicando-se técnicas de estimação de dados em painel dinâmico Arellano-Bond, para os estados brasileiros, sendo utilizados dados das PNADs de 1986 a 2011, em intervalos de cinco anos. As principais conclusões obtidas são: a.) o crescimento econômico teve impacto significativo na redução da desigualdade de renda no período, b.) apesar de o crescimento impactar negativamente a desigualdade de renda, quanto maior for a proporção de pobres na economia menor será esse impacto, c.) variáveis como educação e transferências governamentais referentes à programas sociais também contribuíram para a redução da desigualdade no período, d.) as conclusões diferem se alterarmos o indicador de Gini do Brasil pelo índice de Gini do setor público, com a variável crescimento econômico deixando de ser significativa e e.) crescimento econômico e educação também possuem papel importante na redução da desigualdade no longo prazo, enquanto o impacto das transferências governamentais se limita ao curto prazo.

Palavras-Chave: Desigualdade, Crescimento Econômico, Distribuição de Renda, Dados em Painel.

ABSTRACT

This thesis proposes to conduct empirical research on the validity of the influence of economic growth on income inequality in Brazil. The analysis is done by applying techniques of estimation data in Arellano-Bond's dynamic panel for Brazilian states, using PNADs' data from 1986 to 2011, at intervals of five years. The main conclusions are: a.) economic growth had a significant impact on reducing income inequality in the period, b) although the growth negatively impact income inequality, the higher the proportion of poor in the economy lower will be this impact, c.) variables such as education and government transfers related to social programs also contributed to the reduction of inequality in the period, d.) the conclusions differ if we change the Gini indicator of Brazil by the Gini index of the public sector, with the variable economic growth ceased to be significant and e.) economic growth and education also play an important role in reducing long-run inequality, while the impact of government transfers is limited in the short term.

Keywords: Inequality, Economic Growth, Income Distribution, Panel Data.

LISTA DE FIGURAS

| | |
|---|----|
| Figura 1: Variações no Coeficiente de Gini: 1990-2012 | 31 |
| Figura 2: Variações no Gini e nos decis de renda para países desenvolvidos | 32 |
| Figura 3: Variações no Gini e nos decis de renda para países em desenvolvimento | 32 |
| Figura 4: Evolução do índice de Gini por classe de trabalhador e empregador | 53 |

LISTA DE GRÁFICOS

| | |
|---|----|
| Gráfico 1: Duração dos períodos de crescimento e desigualdade | 22 |
| Gráfico 2: Capital privado e público: Europa e Estados Unidos, 1870-2010. | 24 |
| Gráfico 3: Evolução do PIB per capita brasileiro | 27 |
| Gráfico 4: Evolução da distribuição de renda no Brasil | 28 |
| Gráfico 5: Evolução da participação do 1% mais rico versus participação dos 50% mais pobres por região..... | 30 |
| Gráfico 6: A desigualdade no passado versus a desigualdade no presente | 35 |
| Gráfico 7: Desigualdade no passado versus a desigualdade no presente– os países capitalistas | 35 |
| Gráfico 8: Relação entre a proporção de pobres e crescimento econômico | 47 |
| Gráfico 9: Relação entre a proporção de pobres e crescimento econômico no longo prazo | 59 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|--|----|
| Tabela 1: Análise da evolução do Gini nas regiões geográficas do Brasil entre 1990-2014 | 29 |
| Tabela 2: Variáveis utilizadas no modelo | 41 |
| Tabela 3: Resultado do modelo proposto..... | 46 |
| Tabela 4: Resultado do modelo com diferentes níveis de pobreza | 48 |
| Tabela 5: Evolução do rendimento do trabalho principal entre as classes de trabalhadores (R\$) | 51 |
| Tabela 6: Evolução do Índice de Gini entre as classes de trabalhadores | 52 |
| Tabela 7: Resultados do modelo tendo como variável dependente o índice de Gini do setor público..... | 54 |
| Tabela 8: Resultado dos efeitos de longo prazo | 57 |
| Tabela 9: Evolução do Gini nos estados do Brasil entre 1990-2014 | 63 |
| Tabela 10: Análise regional da parcela apropriada pelo 1% mais rico versus 50% mais pobres..... | 64 |

SUMÁRIO

| | | |
|------|--|----|
| 1 | INTRODUÇÃO | 13 |
| 2 | REVISÃO BIBLIOGRÁFICA | 17 |
| 2.1. | DESIGUALDADE NO SÉCULO 21..... | 22 |
| 2.2. | ANÁLISES DO CENÁRIO BRASILEIRO | 26 |
| 3 | MODELO EMPÍRICO | 34 |
| 3.1. | MODELO ARELLANO BOND..... | 36 |
| 3.2. | METODOLOGIA E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS | 39 |
| 4 | RESULTADOS | 44 |
| 4.1. | RESULTADOS PARA O SETOR PÚBLICO..... | 49 |
| 4.2. | EFETIVIDADE DOS RESULTADOS NO LONGO PRAZO..... | 55 |
| 5 | CONCLUSÕES | 60 |
| 6 | APÊNDICE | 63 |
| 7 | REFERÊNCIAS | 65 |

1 INTRODUÇÃO

As relações entre crescimento econômico e desigualdade socioeconômica sempre foram motivo de discussões na literatura, tendo as análises se baseado fundamentalmente na comparação entre os países, mas pouco se tem comentado sobre as especificidades de cada país, principalmente na América Latina. Enquanto alguns autores relatam que o crescimento econômico impacta positivamente a desigualdade de renda, outros encontram relação negativa entre as variáveis ou mesmo relações de dupla causalidade. Nesse sentido, visando contribuir para a literatura acadêmica, essa tese busca averiguar o impacto do crescimento econômico na desigualdade de renda para o Brasil através de um modelo de painel dinâmico Arellano-Bond para os estados brasileiros no período entre 1991 e 2011.

Nos anos de 1950, o trabalho de Simon Kuznets incitou os estudos ao redor do assunto, abordando um modelo no qual o crescimento econômico aparece como determinante da desigualdade de renda. A desigualdade tenderia a ser maior no início da etapa de desenvolvimento de um determinado país, e depois cairia à medida que o país elevasse o seu grau de crescimento econômico. A análise desenvolvida por Kuznets passou a ser conhecida como o “U” invertido.

Já Chatterjee (1994) discute o assunto sob a ótica de que a distribuição de riqueza se alteraria ao longo do tempo de acordo com o crescimento econômico, pois haveria uma relação entre níveis individuais de riqueza e a propensão dos indivíduos a poupar. Indivíduos com baixa renda teriam uma propensão média a poupar menor do que indivíduos com renda elevada, levando a conclusão de que consumidores mais ricos irão acumular riqueza mais rápido do que os consumidores mais pobres. Nesse sentido, o crescimento econômico não levaria a uma redução da desigualdade de renda na medida em que os ricos se aproveitariam melhor da situação devido ao maior acúmulo da poupança.

Posteriormente Dollar e Kraay (2000) se propõem a analisar o assunto através da relação entre o crescimento das rendas do quintil mais pobre das economias e o crescimento das rendas no geral, em uma amostra de 92 países. Os resultados encontrados pelos autores inferem que a renda do quintil mais pobre

varia na mesma proporção que a renda média, o que leva a conclusão de que a participação na renda do quintil mais pobre não varia com o aumento ou decréscimo da renda média geral. Os autores enfatizam em seus resultados que o crescimento do PIB, nesse sentido, beneficiaria os pobres, devido a forte relação entre a renda dos mais pobres e a renda média, mas também beneficiaria os demais setores da economia.

O tema voltou a ganhar grande notoriedade a partir da década de 2000 com o trabalho publicado por Piketty e Saez (2014), o qual impactou a forma de entendimento sobre a distribuição de renda e riqueza. Em 2015, Piketty propõe através de seu livro “O Capital no Século 21” um modelo no qual a taxa de juros e crescimento econômico ganham papel de destaque. Segundo o autor se o retorno da taxa de juros for permanentemente maior que o crescimento econômico no longo prazo, isso levará a um aumento da acumulação de riqueza e patrimônio. Assim, o aumento da relação taxa de retorno do capital ¹menos crescimento econômico seria um dos principais determinantes em explicar o aumento da desigualdade de renda entre os países ao longo do tempo. Na análise proposta, o autor descreve através de dados empíricos, a evolução da desigualdade entre os países europeus e nos Estados Unidos, os quais apresentam altas taxas de concentração de riqueza até o início do século 20, com tendência de queda nos períodos pós-guerra, mas apresentando sinais de aumento após este período.

Entretanto, alguns autores como Acemoglu e Robinson (2015) não enxergam o aumento na relação proposta em “O Capital” como determinante em elevar a desigualdade no longo prazo. Em seu trabalho, os autores relatam que as leis gerais propostas por Piketty e outros autores clássicos (como Marx e Ricardo) não ajudam a entender o passado e nem o futuro de uma sociedade, pois ignoram as leis centrais das instituições políticas e econômicas em seguir na evolução da tecnologia e da distribuição de recursos da economia. Através de dados empíricos, eles se propõem a entender o impacto do crescimento econômico na desigualdade de renda e observam a relação proposta por Piketty impactando negativamente a

¹ Os autores frequentemente descrevem a taxa de juros através da letra “r” e o crescimento econômico através da letra “g”. Também será utilizada essa notação em alguns trechos deste trabalho.

desigualdade de renda, de forma contrária a proposta no livro “O Capital”, Piketty (2015).

Em relação ao cenário brasileiro, o país viveu um período de intenso crescimento econômico na década de 1970, que resultou em melhorias das condições de vida da população, incorrendo também na queda dos índices de desigualdade que exibiam patamares elevados até então. Entretanto, no fim da década, a crise do petróleo que assombrou a maioria dos países do mundo também afetou o Brasil, que teve seu crescimento econômico impactado de forma negativa. Entre a década de 1980 e início de 1990 o país passou por um período de alta instabilidade política, com o fim da ditadura e hiperinflação, incorrendo em períodos de elevada volatilidade no crescimento econômico e também em nova piora nos indicadores de desigualdade de renda. Já após 1994, com a estabilização fornecida pelo Plano Real, o país vivenciou um período de crescimento mais sustentável, refletindo também em uma queda contínua do índice de Gini a partir de então.

Os determinantes da queda da desigualdade observada nos últimos anos também possuem como responsáveis fatores relacionados com as alterações nas estruturas da sociedade, dentre os quais Barros et al. (2006) citam: as características demográficas das famílias, como aumento da proporção de adultos homogeneizando a renda per capita dentro de um mesmo grupo; programas de transferências governamentais como o Benefício de Prestação Continuada, benefícios do programa Bolsa Família, Programa de Erradicação do Trabalho Infantil e Bolsa Escola; o papel da escolaridade da população, com elevação dos anos médio de estudo da população; o aumento da experiência dos trabalhadores; a diminuição da discriminação por raça e gênero; entre outros.

Nesse sentido, pretende-se analisar empiricamente o impacto do crescimento econômico na desigualdade de renda brasileira (medida através do índice de Gini e pela participação do 1% mais rico e dos 10% mais ricos na renda nacional), controlando por outras variáveis como educação, taxa de desemprego, tamanho do Estado, proporção de pobres na economia, programas sociais do governo. Admite-se como premissa que a distribuição de renda corrente tende a se perpetuar e influenciar o seu desempenho no futuro, por isso ela também aparece

como regressor em um período defasado no modelo proposto. Além da distribuição de renda da economia, outras variáveis de controle utilizadas no modelo são melhores avaliadas em um período de no mínimo cinco anos, pois são dados que apresentam pouca volatilidade no curto prazo. Assim, propõe-se a analisar cinco períodos de cinco anos entre 1991 e 2011 para os estados brasileiros.

Os resultados sugerem que o crescimento econômico teve papel importante na redução da desigualdade de renda no país, assim como as variáveis referentes à educação e programas sociais de transferência do governo. Entretanto, quanto maior for a proporção de pobres na sociedade, menor será o efeito do crescimento econômico na redução da desigualdade. Como o setor público é um setor de alta representatividade entre os trabalhadores brasileiros, buscou-se entender qual seria o impacto do crescimento econômico especificamente para esse setor, sendo construído um índice de desigualdade para esses trabalhadores. Nesse contexto, a variável crescimento econômico deixou de ser significativa. Também se buscou entender se as variáveis do modelo possuem efeito de caráter duradouro ou apenas temporário na redução do índice de Gini, com os resultados demonstrando que o crescimento econômico e educação possuem um efeito permanente na queda da desigualdade enquanto as transferências governamentais possuem um papel apenas temporário.

O trabalho está dividido em cinco sessões: a primeira inclui esta introdução, a segunda contém uma revisão bibliográfica sobre o tema, a terceira explica o modelo proposto, a quarta apresenta os resultados encontrados e por fim, a última sessão conclui o tema abordado.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Desde as últimas décadas, muito se tem discutido sobre a relação entre crescimento econômico e as medidas de desigualdades sociais. Tais discussões fomentaram no cenário econômico o debate acerca do baixo crescimento econômico como sendo causa (ou consequência) da elevação da desigualdade de renda entre os países e incitaram o desenvolvimento de políticas sociais que visassem minimizar tais diferenças.

Nos anos de 1950, o trabalho de Simon Kuznets incitou os estudos ao redor do assunto, abordando a relação entre crescimento econômico e a desigualdade de renda. Segundo o modelo proposto pelo autor, composto por um setor agrícola e outro não agrícola, no início da etapa de desenvolvimento de um determinado país o crescimento econômico levaria a um aumento no nível da desigualdade, a qual tenderia a cair à medida que o país elevasse o seu grau de crescimento econômico.

Kuznets observou que, no início do processo de desenvolvimento do país, ocorria o deslocamento da mão de obra mais especializada de setores menos dinâmicos para setores mais dinâmicos da economia. Dado que a mão de obra especializada era mais produtiva e consequentemente recebia remuneração mais alta, esse processo gerava inicialmente uma elevação na desigualdade de renda entre os indivíduos. À medida que a economia se desenvolvia, o autor sugere que ocorreria um processo gradual de nivelamento da produtividade entre os trabalhadores, resultando em uma redução da desigualdade ao passo em que a economia continuava crescendo. A análise desenvolvida por Kuznets passou a ser conhecida como o “U” invertido e foi replicada em uma série de estudos entre os mais diversos países ao longo dos anos.

Outros autores também estudaram sobre o assunto com o objetivo de analisar as controversas relações entre as variáveis de crescimento e desigualdade de renda. O tema é polêmico e gera as mais distintas conclusões entre os acadêmicos: enquanto alguns indicam relação positiva entre as variáveis, outros concluem não haver correlação ou mesmo que crescimento econômico e

desigualdade de renda possuem correlações negativas, como é o caso do trabalho de Ravallion e Chen (1997).

No artigo publicado por Dollar e Kraay (2000), é realizado um estudo sobre a relação entre o crescimento das rendas do quintil mais pobre das economias e o crescimento das rendas médias no geral, em uma amostra de 92 países, sendo as rendas estimadas pelo logaritmo do PIB per capita. Como os rendimentos médios dos 20% mais pobres são proporcionais à multiplicação do quintil mais pobre pela renda média, a análise proposta é equivalente a uma medida particular de desigualdade de renda. Os resultados encontrados pelos autores inferem que a renda média do quintil mais pobre varia na mesma proporção que a renda média geral, o que leva à conclusão de que a participação na renda total do quintil mais pobre não varia com o aumento ou decréscimo da renda média geral. Os autores enfatizam em seus resultados que o crescimento do PIB, nesse sentido, beneficiaria os pobres, devido à forte relação entre a renda dos mais pobres e a renda média, mas também beneficiaria os demais setores da economia. Assim, políticas que favoreçam o crescimento dos rendimentos médios devem estar no centro de qualquer estratégia efetiva de redução da pobreza.

Chatterjee (1994) discute o assunto sob a ótica da distribuição de riqueza em um modelo neoclássico, em que todos os agentes possuem funções de utilidade idênticas com horizontes infinitos e enfrentam os mesmos preços no mercado de bens, mas possuem diferentes níveis de dotações de riquezas iniciais. A distribuição de riqueza se alteraria ao longo do tempo de acordo com o crescimento econômico porque haveria uma relação entre níveis individuais de riqueza e a propensão dos indivíduos a poupar.

Assim, em uma situação em que a economia cresce em direção ao seu estado de crescimento constante (estado estacionário ou *steady state*²) e as preferências dos indivíduos são tais que a utilidade marginal do consumo é infinitamente alta (em um nível positivo de consumo), a propensão média a poupar é positivamente correlacionada com a riqueza. Essa relação entre propensão média a

² O termo *steady state* foi mencionado por Robert Solow. O autor previa um modelo neoclássico de crescimento econômico no qual a taxa de crescimento do produto per capita seria constante no longo prazo e a economia alcançaria assim o seu *steady state* ou estado estacionário.

poupar e níveis de riqueza possui implicações fortes para a evolução da distribuição da riqueza no modelo proposto por Chatterjee. Indivíduos com baixa renda teriam uma propensão média a poupar menor do que indivíduos com renda elevada, levando a conclusão de que a parcela da população mais rica irá acumular riqueza em um ritmo mais rápido se comparada à parcela mais pobre.

À medida que a economia passa por uma fase de crescimento, todos os estratos sociais se beneficiam dessa fase e incrementam a sua renda média. Entretanto a elevação da renda para as classes inferiores não significa aumento da riqueza, pois a maioria dos indivíduos pertencentes a essa classe ainda vive em níveis considerados de subsistência, sendo o incremento da renda gasto quase na totalidade com consumo extra. Os mais ricos aproveitam melhor dessa oportunidade devido a sua maior propensão a poupar em relação às demais classes, tornando-se ainda mais ricos no futuro. Assim, apesar de o crescimento econômico gerar uma redução da pobreza na medida em que ele beneficia todos os estratos sociais, ele também é responsável pelo aumento da desigualdade de renda ao proporcionar aumento da riqueza para as classes mais ricas da sociedade.

Percebe-se que a poupança é um variável fundamental presente no estudo de Chatterjee (1994), mas que também instigou outros autores preocupados em analisar seus impactos nos indicadores de desigualdade. Mendes (2013) aborda o assunto inserindo um novo elemento na discussão: o motivo herança. Ela atuaria como um mecanismo de poupança no ciclo de vida das pessoas, estabelecendo uma relação positiva entre concentração de renda e poupança: sendo a herança mais acessível às pessoas mais ricas, elas tenderão a poupar mais, e conseqüentemente, transferir o seu patrimônio para seus herdeiros. Assim, não haveria motivos para a redução da desigualdade na medida em que a riqueza continuará concentrada na mesma família ao longo dos anos. Essa seria então, outra evidência da literatura acadêmica que corrobora com a ideia de relação positiva entre maior propensão a poupar e aumento da desigualdade.

Alguns estudos analisam a maneira pela qual as restrições ao crédito surgem como uma forma de contenção a poupança dos indivíduos pertencentes às classes mais pobres. Segundo Banerjee e Duflo (2011), o que ocorre é que os

indivíduos mais pobres possuem menos acesso a instrumentos financeiros do que os mais ricos, muito em virtude das restrições de crédito que enfrentam, e por isso teriam menos incentivos a poupar.

Ray (2006) se propõe a analisar o assunto sob a ideia do que ele denomina de aspiração. O autor sugere que o estudo não é exatamente sobre os indivíduos que são pobres, mas sim sobre a condição de pobreza deles. O indivíduo inserido sob essa condição tem seu comportamento guiado pelo o que ele observa do comportamento do seu vizinho. Ray aborda que há duas possibilidades para os pobres dependendo da sociedade em que estão inseridos: a primeira seria aquela na qual a população mais pobre nem cogitaria em incluir os mais ricos na sua perspectiva de ascensão social, o que é muito comum em economias que possuem ou possuíam forte estratificação social como discriminação, castas, escravidão, etc, e, nestes casos, as aspirações possuem características de que haveria pouca coisa a ser feita e de que esse é o jeito que as coisas deveriam ser. Já a segunda possibilidade é aquela em que o pobre aspira a ser rico, mas a distância entre as duas classes é grande demais para ser alcançada, sendo os custos de se fazer qualquer investimento muito alto, exaltando o sentimento de que essas aspirações são intangíveis.

Já os ricos que se encontram no outro extremo da distribuição terão um hiato de aspiração pequeno sem incentivos para poupar. Assim, uma taxa de poupança alta somente existiria em uma sociedade onde há uma grande concentração de indivíduos no nível intermediário da distribuição de renda, pois nesse tipo de composição a classe média possui aspirações que são possíveis de atingir, com as famílias realizando esforços para alcançar um alto padrão de vida para si ou para sua família. Portanto, nesse caso, o crescimento econômico poderia impactar o aumento do nível de poupança individual, resultando em um aumento da poupança agregada da economia.

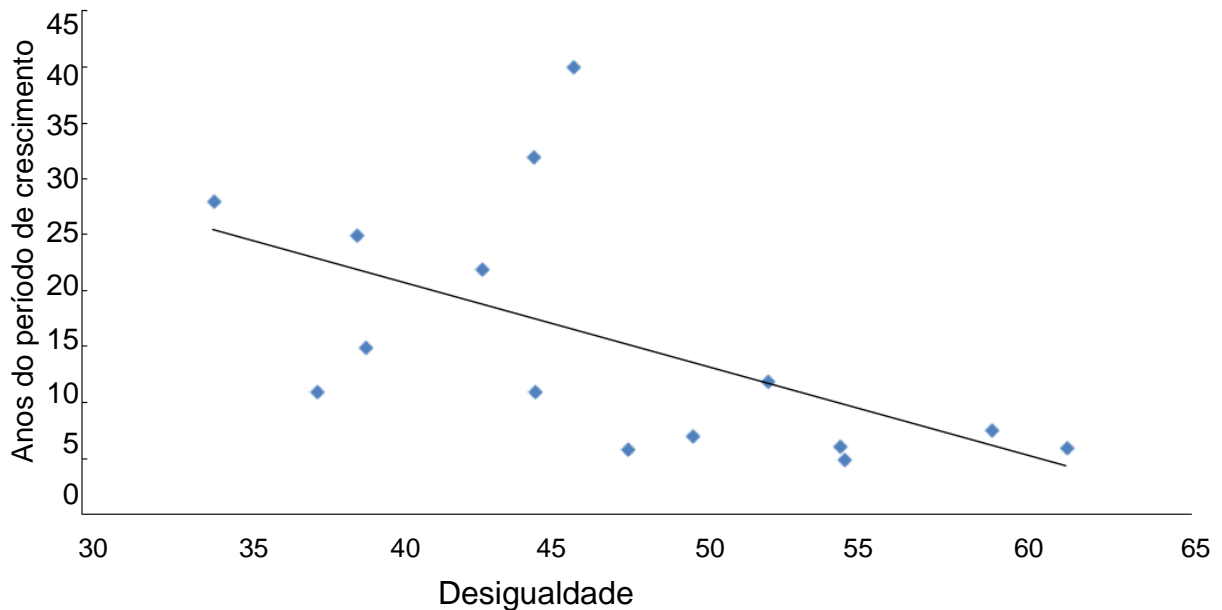
As evidências das relações entre crescimento e desigualdade de renda também indicam para dupla causalidade: enquanto alguns autores relatam que o crescimento médio durante longos períodos é maior com um nível maior de

igualdade, outros encontram que é o crescimento econômico mais elevado o fator determinante para um nível menor de desigualdade.

Berg e Ostry (2011) abordam que a literatura empírica de crescimento e desigualdade de renda falha em um aspecto importante em relação aos países emergentes: a falta de análises sobre a persistência do crescimento econômico nesses países. Segundo os autores, a renda per capita não cresce persistentemente por décadas, alternando períodos de rápido crescimento seguidos por períodos de estagnação, e nesse sentido, encontraram evidência de que períodos de longo crescimento estão associados com mais igualdade nas distribuições de renda. Assim, em horizontes longos de tempo, a redução da desigualdade e crescimento sustentável seriam dois lados da mesma moeda.

No longo prazo, crescimento sustentável seria o fator central na redução da pobreza, e aumentos na renda per capita média tenderiam a transbordar proporcionalmente para aumentos na renda dos mais pobres. O Gráfico1 abaixo evidencia o que foi discutido: no eixo horizontal, a desigualdade medida em termos de índice de Gini (variando de 0 a 100), possui uma relação negativa com os anos de crescimento econômico, medidos em períodos de cinco anos. Nesse sentido, indicadores maiores de desigualdade estariam presentes em economia com ciclos de crescimento econômicos curtos, e vice-versa. Para o autor, há um possível padrão observado de que desigualdade mais elevada estaria associada a um crescimento menos sustentável.

Gráfico 1: Duração dos períodos de crescimento e desigualdade



Fonte: Extraído de Berg e Ostry (2011), p.9.

2.1. Desigualdade no Século 21

Apesar de ser um assunto que gera grande inquietação entre os acadêmicos e ter originado uma vasta quantidade de estudos, o tema voltou a ganhar destaque principalmente a partir da década de 2000 com o trabalho publicado por Piketty e Saez (2014), o qual impactou a forma de entendimento sobre a distribuição de riqueza mostrando como uma extensa série de dados históricos, obtida a partir de declarações de impostos de renda, pode ser utilizada para avaliar comportamentos presentes e futuros na renda e desigualdades, especialmente no que tange o topo da distribuição.

Em 2015, Piketty propõe através de seu livro “O Capital no Século 21” um modelo no qual a taxa de juros e o crescimento econômico ganham notoriedade como um dos principais determinantes em explicar o aumento da desigualdade nos países desenvolvidos. O autor primeiramente traz à tona a discussão do que ele intitula de primeira lei fundamental do capitalismo, na qual um aumento da relação

capital³/produto seria responsável por um aumento também na desigualdade, pois ocasionaria em um aumento do percentual das rendas do capital sobre a renda total. A primeira lei, que nada mais é do que uma identidade contábil pode ser resumida na fórmula $\alpha = r\beta$, sendo α o percentual das rendas do capital na renda nacional, r a taxa de retorno sobre o capital e β a relação capital/produto. A segunda lei abordada por Piketty é mais uma definição do que propriamente uma fórmula. Segundo o autor, se a economia mantiver uma taxa de poupança s , constante ao longo do tempo, então a relação de capital/produto deve ser no longo prazo, igual a s/g , onde g é a taxa de crescimento da economia. O que essa constatação sugere é alarmante, pois admite que, em situações em que o crescimento da economia tende a zero, a participação do capital na economia tenderia ao infinito.

Entretanto, a contribuição que ganhou maior destaque foi a que o próprio Piketty denominou de contradição fundamental do capitalismo: se o retorno sobre a taxa de juros (r) for, no longo prazo, permanentemente maior que o crescimento econômico da economia (g), isso levará a um aumento da relação capital/produto. Como apenas uma pequena parcela da população é detentora do capital e se apropriará dessa elevação da participação do capital no produto, esse fato contribuirá para a persistência da concentração da propriedade da riqueza.

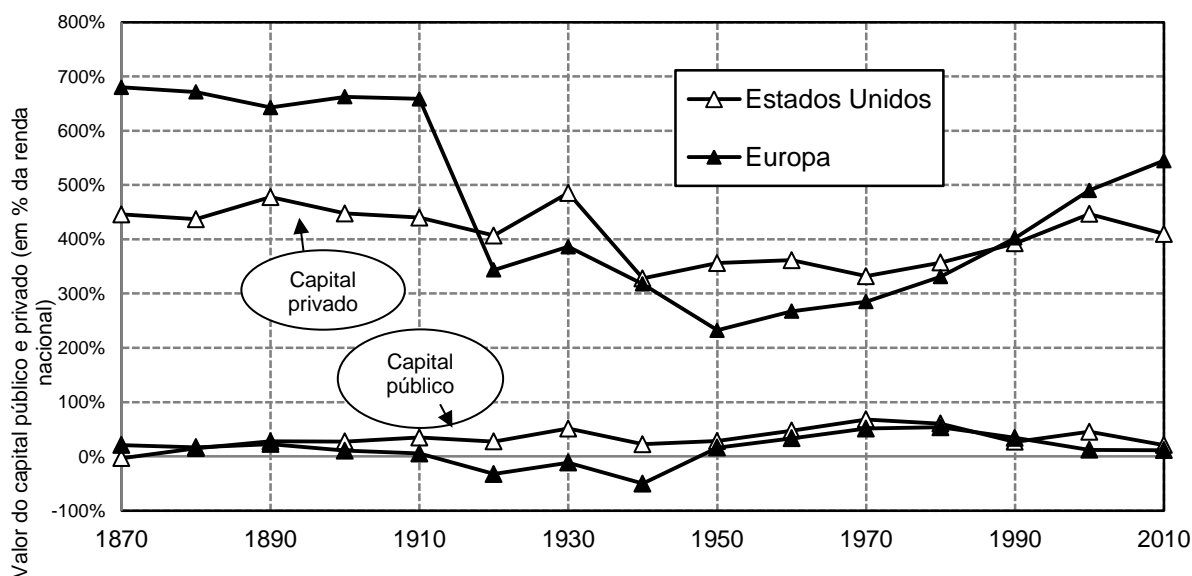
A renda da grande maioria da população é alocada basicamente no consumo, sobrando pouco para acumulação de patrimônio, e não sendo, portanto, beneficiada pelo aumento do retorno sobre o capital e consequentemente, pelo aumento da relação capital/produto. Assim, além da riqueza dos proprietários do capital aumentar comparativamente em relação ao resto da população, ela se perpetuará para seus herdeiros se pensarmos na transferência do patrimônio via herança. Tais condições são, na visão do autor, os principais determinantes em aumentar a desigualdade de riqueza nos países.

Piketty (2015) também procura demonstrar como a evolução da participação do capital na renda nacional pode ajudar a entender a trajetória futura

³ Piketty define como capital o valor total do estoque de bens de produção (incluindo máquinas, equipamentos e bens imóveis). Como produto, pode ser considerado o PIB da economia.

da desigualdade de renda e riqueza. O Gráfico2 abaixo nos mostra que essa participação se manteve em patamares altos até o início do século 20 para os Estados Unidos e Europa (no que tange principalmente o capital privado), seguido por uma queda após 1910 e que se estende até 1970, com a exceção sendo os dois períodos pós-guerra. Entretanto, após 1970 a tendência se inverte, com a elevação da participação do capital na renda, chegando a patamares próximos aos encontrados no final do século 19. Segundo o autor, essa trajetória da elevação da participação do capital se reflete também no aumento da desigualdade de riqueza por motivos já mencionados anteriormente. Nos Estados Unidos e Reino Unido a participação dos 10% mais ricos no total da riqueza nacional encontra-se em patamares próximos a 70%, e na Itália, França e Alemanha os valores chegam a 60%. Já os 50% mais pobres detêm apenas cerca de 2% nos Estados Unidos e de 4% na Europa.

Gráfico 2: Capital privado e público: Europa e Estados Unidos, 1870-2010.



Fonte: Extraído de Piketty (2015), p.164.

O trabalho de Piketty possibilitou novas perspectivas em relação à evolução das desigualdades entre os países, com foco nos países europeus e nos Estados Unidos. Com as análises realizadas a partir de uma série histórica que engloba dados desde o final do século 19, o autor quebra paradigmas ao afirmar uma tendência de queda na desigualdade principalmente até a década de 1970, seguida por um recente aumento nos seus níveis.

Os resultados de Piketty, na realidade, modificam os entendimentos convencionais gerados pela curva de Simon Kuznets (1955). O que este sugeria como um período de queda na concentração de riqueza, sinalizado pelo ponto de inflexão do “U” invertido, passaria a ser na realidade uma exceção e parte de um panorama maior nas análises do autor de o “Capital”.

Piketty segue a linha dos economistas clássicos como Malthus, Ricardo e Marx em formular leis gerais para diagnosticar a dinâmica da desigualdade. Acemoglu e Robinson (2015) compõem um grupo de pesquisadores que não concordam com essa linha de raciocínio e argumentam que as leis gerais propostas por Piketty e os demais autores não ajudam a entender o passado e nem o futuro de uma sociedade, pois ignoram as leis centrais das instituições políticas e econômicas em seguir na evolução da tecnologia e da distribuição de recursos da economia.

Os autores enaltecem o papel das instituições e eventos políticos como determinantes na explicação da formação da desigualdade de uma sociedade, fatores que reforçam serem muito mais explicativos do que as forças de variáveis como taxa de juros e o crescimento econômico, enfatizadas por Piketty. Através de análises para a Suécia e África do Sul, Acemoglu e Robinson (2015) colocam papel de destaque para as instituições na determinação da composição da distribuição de renda dos países. Como exemplo citam a criação do processo democrático na Suécia e o enfraquecimento do regime *Apartheid* na África do Sul como sendo fatores fundamentais para o perfeito entendimento da evolução da desigualdade em ambos os países.

Assim, apenas o foco em observar a evolução da participação do 1% mais rico na renda nacional seria insatisfatório para a completa análise da distribuição de renda. Por fim, os autores propõem uma análise através de dados empíricos sobre o impacto da taxa de juros menos crescimento econômico ($r-g$) na desigualdade de renda em ambos os países estudados, e os resultados encontrados sugerem uma relação negativa entre as variáveis, resultados opostos aos que foram propostos por Piketty (2015).

A literatura sobre o tema para os países subdesenvolvidos ainda é pouco explorada, principalmente devido à falta de disponibilidade de histórico dos dados.

Nos estudos para o caso brasileiro, os primeiros resultados sugerem que o crescimento econômico não tem relação com a desigualdade de renda. Bruno et al. (1998) em um estudo envolvendo dados entre 1981 e 1992 para 44 países, inclusive o Brasil, sugerem que apesar dos níveis desigualdade de renda diferirem significativamente entre os países, não há indícios de diferenciações sistemáticas no impacto do crescimento na desigualdade ao longo dos anos. Assim, os autores acreditam não haver suporte factível para a aceitação da curva de Kuznets.

Hoffmann (2006) encontra alta associação entre a queda da desigualdade e o aumento dos rendimentos médios, sendo este apontado como fator determinante para a redução de 65,5% do indicador de Gini entre 1998 a 2004. O autor também comenta o papel relevante dos programas de transferência do governo em reduzir a desigualdade, e aponta as aposentadorias e pensões pagas pelo governo como freio para a redução do Gini no período.

Para o pleno entendimento da evolução da desigualdade de renda no Brasil, no próximo tópico será feita uma análise sobre o cenário político e econômico no país desde 1970, com o intuito de tentar entender o impacto do crescimento econômico sobre o comportamento da desigualdade.

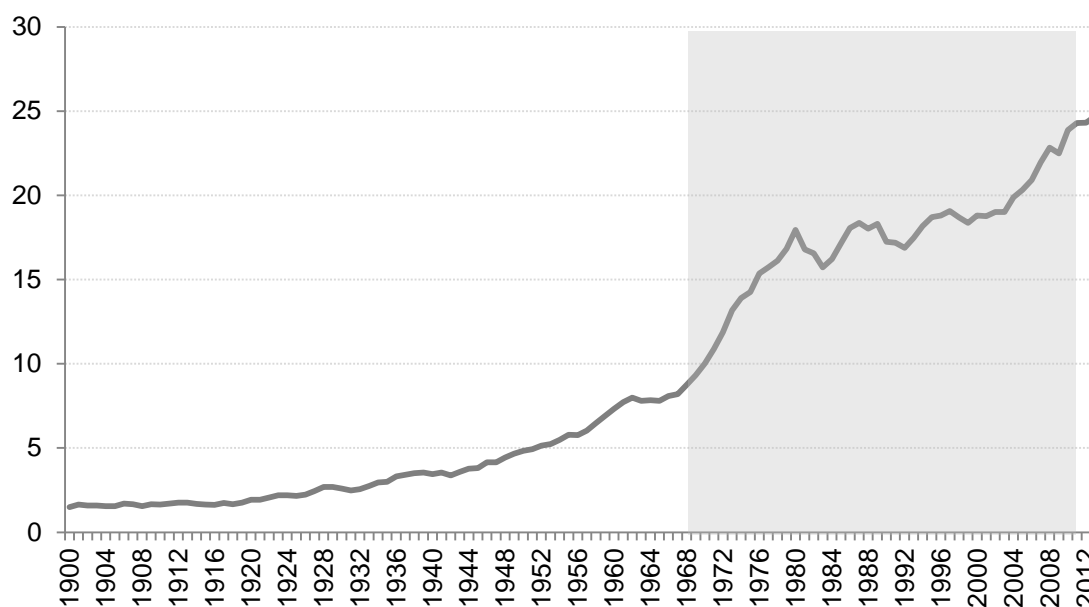
2.2. Análises do Cenário Brasileiro

Torna-se impossível analisar a evolução dos índices de desigualdade de renda do Brasil sem analisar a própria história da economia brasileira. A partir da década de 1970, período a partir do qual começam a surgir os primeiros dados referentes à desigualdade, percebe-se que o debate acerca do tema aumenta significativamente, principalmente em virtude das mudanças ocorridas no país a partir de então.

A economia brasileira viveu um período de intenso crescimento econômico na década de 1970, conforme exibido pelo Gráfico3 abaixo, que mostra a evolução do PIB per capita do Brasil. Entretanto, no fim da década, a crise do petróleo que assombrou a maioria dos países do mundo também afetou o Brasil, que teve seu crescimento econômico impactado de forma negativa. Entre a década de

1980 e início de 1990 o país passou por um período de alta instabilidade política, com o fim da ditadura e hiperinflação, refletindo em períodos de elevada volatilidade no crescimento econômico. Já em 1994, com a estabilização fornecida pelo Plano Real, o país vivenciou um período de crescimento mais sustentável, que se prolongou até a primeira década dos anos 2000.

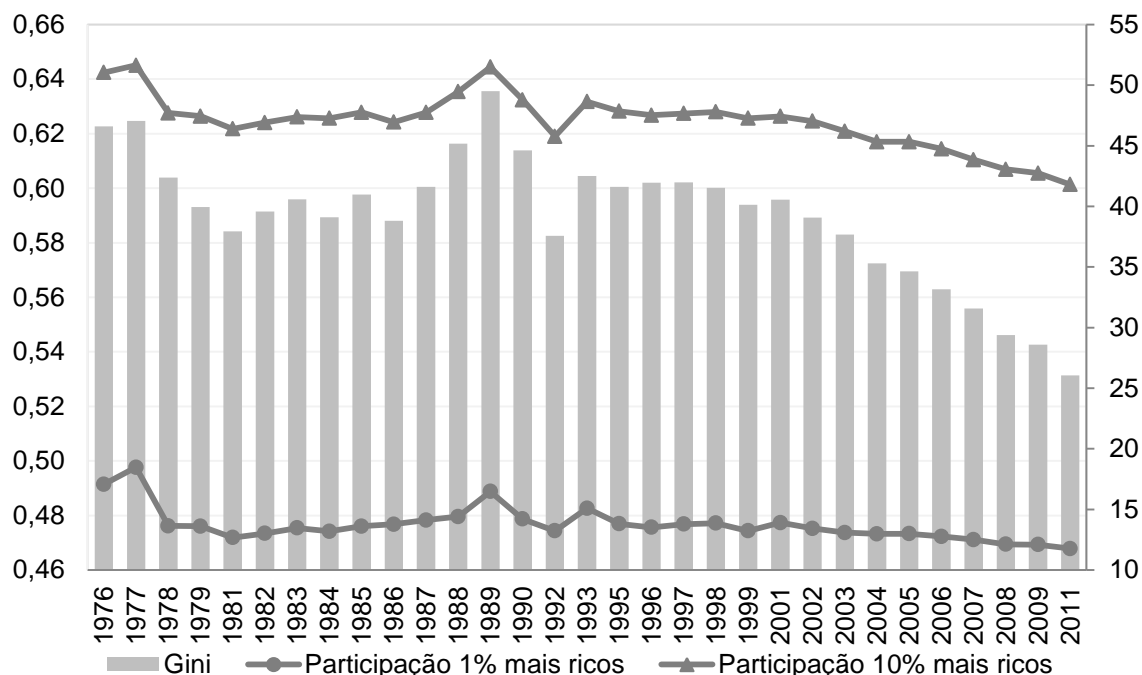
Gráfico 3: Evolução do PIB per capita brasileiro



Fonte: Elaboração própria com base nos dados PNAD/IBGE/Ipea a preços de 2013 (R\$ mil)

A história da economia brasileira impacta também a trajetória seguida pelos índices de desigualdade, com alguma defasagem no tempo em que é mensurado o impacto da melhoria da situação econômica nos indicadores sociais, dado que estes não respondem imediatamente às alterações no comportamento do cenário econômico. Assim, o Gráfico4 nos mostra o comportamento do índice de Gini, da participação do 1% e dos 10% mais ricos na renda ao longo dos anos. Pode-se perceber que tais indicadores caem na década de 1980 (muito em resposta ainda do crescimento da década de 1970), mas logo aumentam no final da década de 1980 permanecendo altos até o início de 1990. A situação começa a se alterar depois da implantação do Plano Real quando os índices de desigualdade começam a apresentar redução. Apesar dessa queda relativamente recente, a desigualdade de renda brasileira ainda permanece em níveis bastante altos se comparada aos demais países do mundo.

Gráfico 4: Evolução da distribuição de renda no Brasil (%)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados PNAD/IBGE/Ipeadata

O Brasil evoluiu bastante no que tange a questão da desigualdade de renda, tendo apresentado patamares do índice Gini na ordem de 0,6 na década de 1980, para valores próximos a 0,53 em 2011. Apesar de ser uma melhora significativa, o Brasil ainda ocupa uma das piores posições no que diz respeito ao índice, ficando atrás de países como Guatemala e Guiné-Bissau.

Ao analisar a evolução da desigualdade de renda entre as regiões geográficas do Brasil, também se percebe uma tendência ao declínio do indicador. A Tabela 1 abaixo sumariza a evolução do indicador em intervalos de três anos, refletindo queda mais acentuada nas regiões Sul e Nordeste do país, indo de um índice de 0,58 para 0,46, na região Sul, e de 0,64 para 0,52 no Nordeste. Apesar da queda observada, o Nordeste ainda é a região que apresenta o maior nível de desigualdade em toda a série, apresentando valor do Gini de 0,64 no ano de 1990. Entre todo o período analisado, o estado de Santa Catarina no ano de 2014 foi o que

obteve o menor indicador do Gini para a série histórica, com um Gini de 0,42, e o Piauí sendo o estado com o maior valor no ano de 1990, com um Gini de 0,67⁴.

Em relação à análise de maior e menor variação em valores do índice, o estado que teve a menor variação no período foi o Acre, saindo de um indicador de Gini de 0,544 em 1990 para 0,542 em 2014. Já o estado que teve a maior variação foi o Goiás, saindo de um valor de Gini de 0,61 para 0,45 entre os mesmos anos. Na média, os estados tiveram uma redução de 0,1 no indicador no período.

Tabela 1: Análise da evolução do Gini nas regiões geográficas do Brasil entre 1990-2014

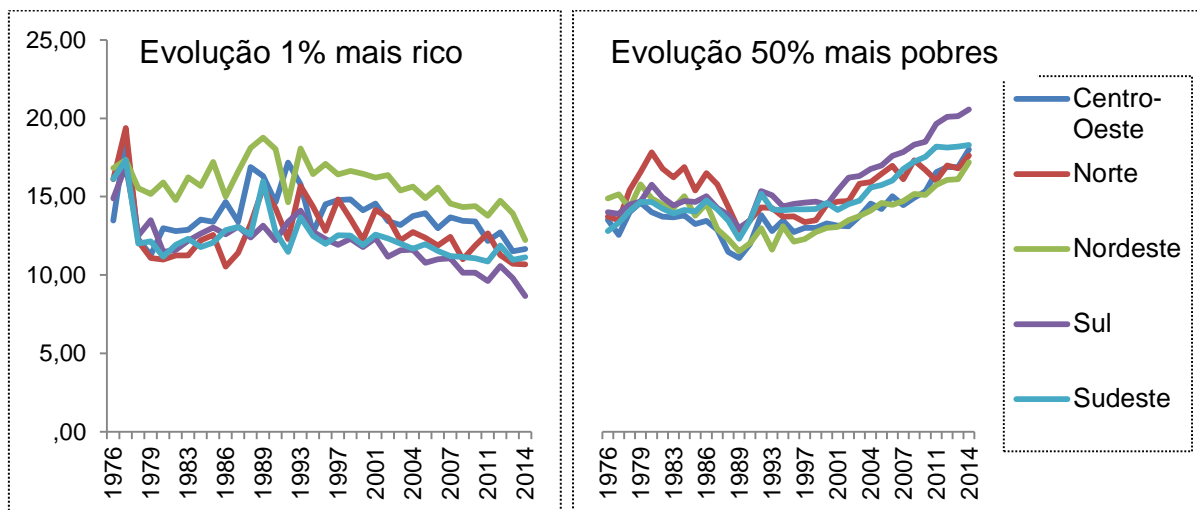
| Regiões/Anos | Centro-Oeste | Nordeste | Norte | Sudeste | Sul |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 1990 | 0,61 | 0,64 | 0,58 | 0,58 | 0,58 |
| 1993 | 0,61 | 0,63 | 0,58 | 0,57 | 0,56 |
| 1996 | 0,60 | 0,62 | 0,58 | 0,56 | 0,56 |
| 1999 | 0,59 | 0,60 | 0,56 | 0,56 | 0,56 |
| 2002 | 0,59 | 0,60 | 0,56 | 0,56 | 0,53 |
| 2005 | 0,58 | 0,57 | 0,53 | 0,54 | 0,52 |
| 2008 | 0,57 | 0,56 | 0,51 | 0,52 | 0,49 |
| 2011 | 0,54 | 0,54 | 0,54 | 0,50 | 0,47 |
| 2014 | 0,51 | 0,52 | 0,50 | 0,50 | 0,46 |
| Redução Gini | -0,09 | -0,12 | -0,09 | -0,10 | -0,12 |

Fonte: Elaboração própria com base nos Dados PNAD/IBGE/Ipeadata

Outro indicador importante para analisar o grau de concentração de renda em um país é a comparação entre a parcela apropriada pelo 1% mais rico e a parcela apropriada pelos 50% mais pobres. No final da década de 1970 e início da década de 1980, a disparidade entre essas duas extremidades da sociedade ficaram mais evidentes conforme mostrado no Gráfico5. Percebe-se que a parcela apropriada pelos mais ricos nesse período era maior ou igual à apropriada pelos mais pobres em quase todas as regiões brasileiras, tendo a maior diferença entre as duas métricas em 1977 na região Centro Oeste, quando o 1% mais rico se apropriava de 18,8% da renda e os 50% mais pobres de somente 12,6%.

⁴ Para maiores detalhes sobre os valores do Gini por estado no período de 1990 à 2014, verificar a Tabela9 localizada no apêndice.

Gráfico 5: Evolução da participação do 1% mais rico versus participação dos 50% mais pobres por região



Fonte: Elaboração própria com base nos dados PNAD/IBGE/Ipeadata

Seguindo a mesma trajetória dos indicadores de desigualdade, a partir do meio da década de 1990 a situação já começa a apresentar os primeiros sinais de melhora, sendo que o menor nível de apropriação pelo 1% mais rico foi apresentado no ano de 2014, na região Sul. Nessa data, os mais ricos se apropriavam de 8,8% da renda enquanto os mais pobres aumentam sua participação para 20,6% na mesma região.⁵

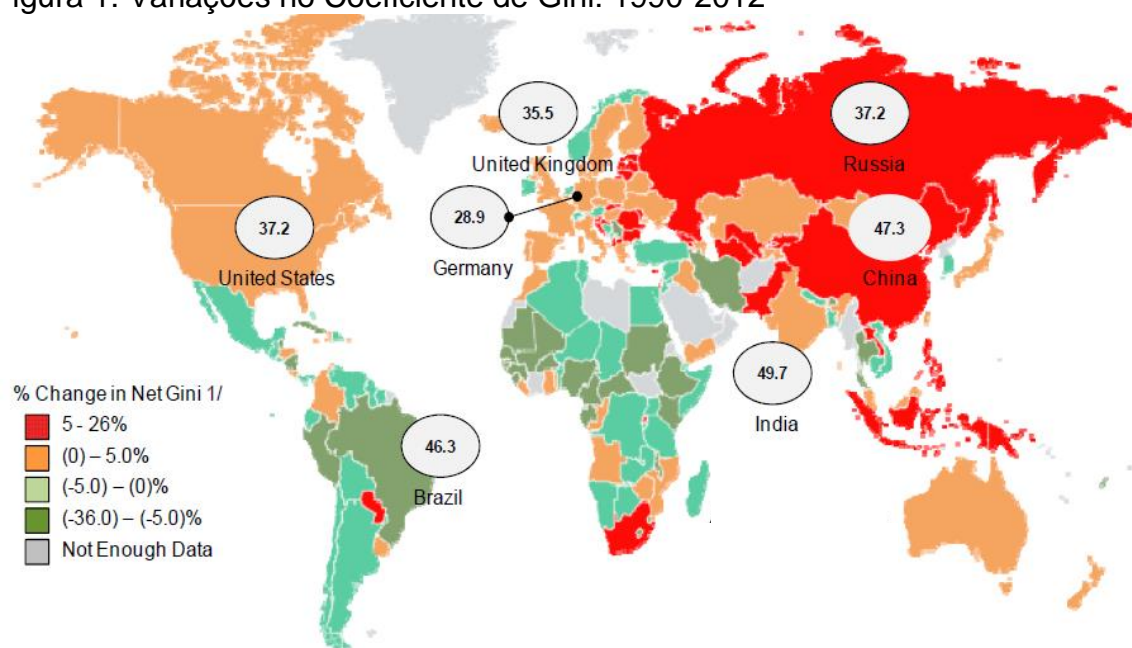
Os determinantes da queda da desigualdade observada nos últimos anos possuem como responsáveis fatores relacionados com as alterações nas estruturas da sociedade, dentre os quais Barros et al. (2006) citam: as características demográficas das famílias, como aumento da proporção de adultos homogeneizando a renda per capita dentro de um mesmo grupo; programas de transferências governamentais como o Benefício de Prestação Continuada, benefícios do programa Bolsa Família, Programa de Erradicação do Trabalho Infantil e Bolsa Escola; o papel da escolaridade da população, com elevação dos anos médio de estudo da população; o aumento da experiência dos trabalhadores; a diminuição da discriminação por raça e gênero; entre outros.

A Figura1 elaborada pelo FMI (2015) mostra a evolução do índice de Gini entre os países do mundo entre 1990 e 2012. Além de confirmar o que já foi dito

⁵ No apêndice na Tabela10 é possível analisar por região geográfica a evolução da participação do 1% mais rico versus os 50% mais pobres.

sobre o Brasil, a figura tem um papel importante em analisar comparativamente a evolução do índice brasileiro em relação aos demais países do mundo. Contraditoriamente ao ocorrido no Brasil, nas economias mais desenvolvidas o que se observou foi uma tendência de aumento da desigualdade de renda no período.

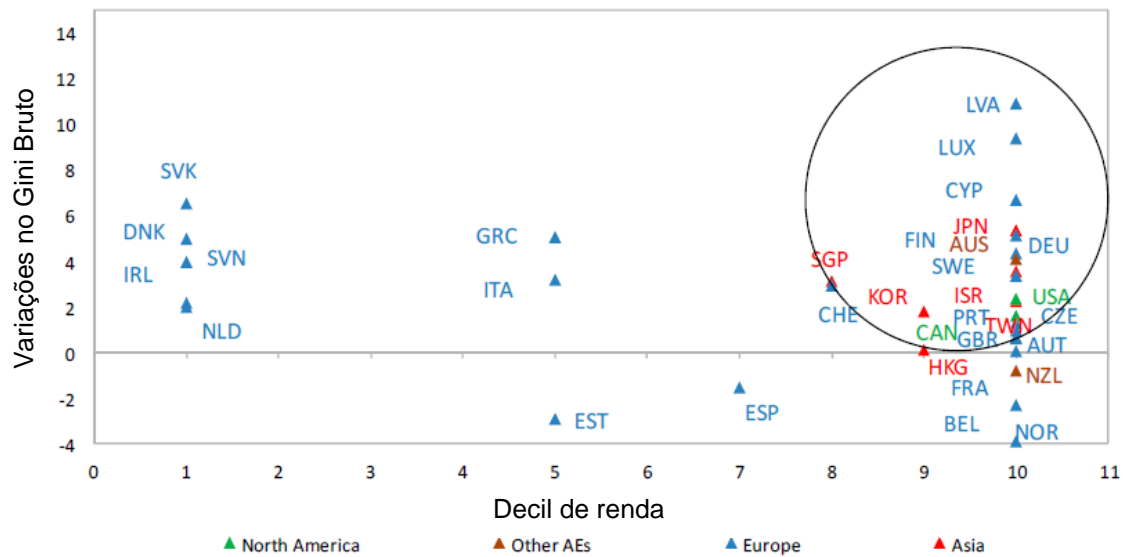
Figura 1: Variações no Coeficiente de Gini: 1990-2012



Fonte: FMI (2015), p.11. Variações no Gini são expressas como porcentagem.

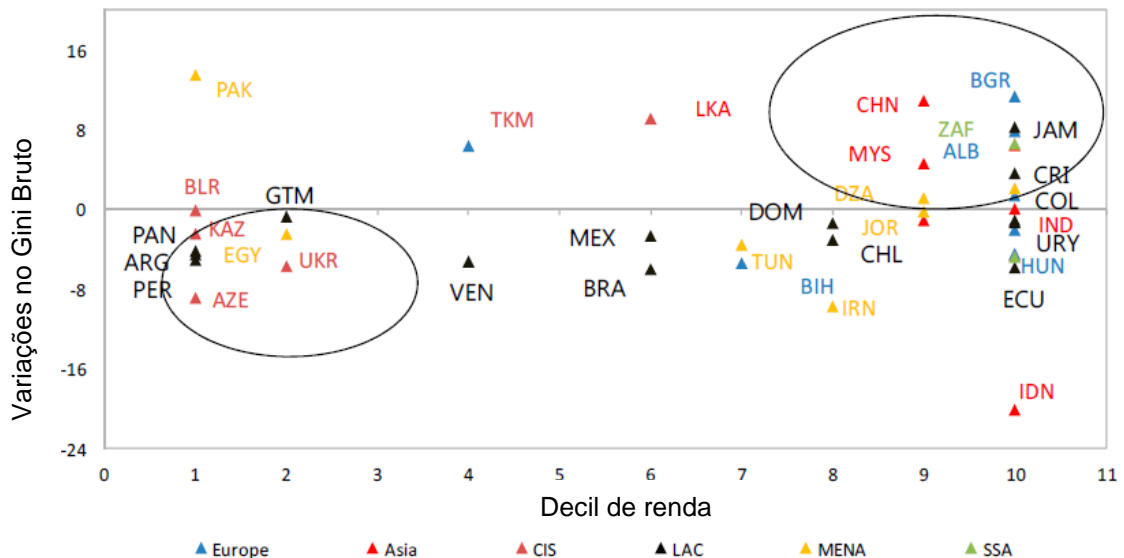
O estudo ainda traz outras duas análises interessantes entre 1998 e 2008 sobre a relação entre variação do Gini e renda média das economias avançadas e das economias emergentes. As Figuras 2 e 3 mostram no eixo horizontal a renda exibida em forma de decil e no eixo vertical as variações no índice de Gini, com os países sendo então plotados nos gráficos. O que se pode perceber é que o aumento da desigualdade (exibido como números positivos no eixo vertical) na maioria dos países avançados e em muitos dos mercados emergentes foi resultado primariamente do crescimento da participação da renda dos mais ricos, conforme já discutido por Piketty e Saez (2014) e Piketty (2015) anteriormente.

Figura 2: Variações no Gini e nos decis de renda para países desenvolvidos



Fonte: Extraído de FMI (2015), p.12.

Figura 3: Variações no Gini e nos decis de renda para países em desenvolvimento



Fonte: Extraído de FMI (2015), p.12. Nota: LAC =Latin America and the Caribbean; MENA = Middle East and North Africa; and SSA = Sub-Saharan Africa.

A Figura2 se refere às economias avançadas e nos mostra que as variações positivas no índice de Gini resultaram principalmente do aumento da renda no topo da distribuição, com uma concentração dos países no quadrante direito superior da figura. Já em relação às economias emergentes, pode-se perceber na Figura3 uma distribuição mais homogênea em relação à observada nos países avançados. A melhor situação em ambos os gráficos é a encontrada no quadrante

esquerdo inferior, ou seja, onde há uma queda no indicador de Gini devido a uma maior absorção da renda pela parcela da população com renda mais baixa.

Em relação ao caso brasileiro, o país se encontra posicionado no quadrante inferior e ao centro, com uma variação negativa do coeficiente de Gini, sendo que os principais beneficiários, ou seja, aqueles com os maiores incrementos na participação da renda (visualizado pelo eixo horizontal) foram aqueles que se encontravam na base ou no meio da distribuição de renda.

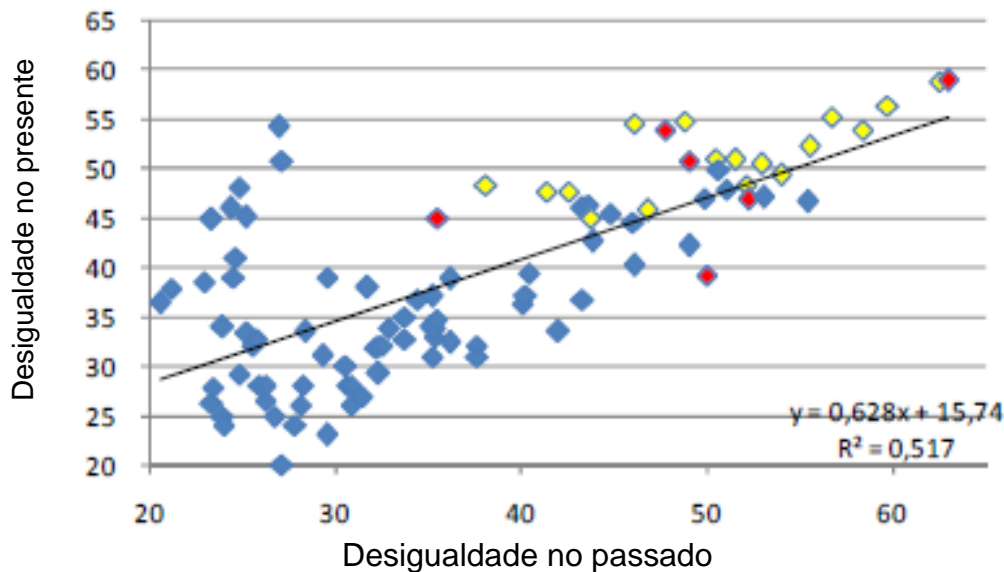
A próxima sessão visa consolidar as discussões observadas na literatura acadêmica em um modelo empírico em painel para os anos de 1991 a 2011 por Unidade da Federação do Brasil, com o objetivo de analisar qual foi o impacto do crescimento econômico na distribuição de renda no país no período.

3 MODELO EMPÍRICO

A especificação econométrica do modelo é baseada na análise da contribuição dos efeitos do crescimento econômico sobre a distribuição de renda, para os estados brasileiros no período de 1991 a 2011, sendo utilizadas variáveis de controle como educação, taxas de desemprego, tamanho do Estado, proporção de pobres na economia e programas sociais do governo. Além disso, admite-se como hipótese a suposição de que a distribuição de renda corrente tende a se perpetuar e influenciar seu desempenho no futuro. Por fim, nos resultados empíricos, realiza-se uma comparação a fim de entender como a história do crescimento econômico e sua relação com a desigualdade no Brasil se assemelham ou diferem das principais vertentes abordadas da literatura acadêmica: modelo de Chatterjee (1994) baseado na propensão maior a poupar dos ricos, análise de Acemoglu e Robinson (2015) com ênfase maior no papel das instituições na sociedade e que através de um modelo empírico encontram correlação negativa entre crescimento e desigualdade, e por fim, o modelo de Piketty (2015), que coloca um papel fundamental nas leis gerais em afirmar o aumento da relação taxa de juros menos crescimento econômico como variável determinante em explicar o aumento da desigualdade ao longo dos anos.

O Gráfico6 abaixo, extraído de Mendes (2013) mostra o efeito de persistência da desigualdade ao longo dos anos para uma série de países que o autor classificou como possuindo dados de boa qualidade (classificado como nível de qualidade 1 ou 2 de acordo com o *World Inequality Database*) e que possuísem uma distância de no mínimo cinco anos entre o dado de desigualdade mais antigo e o mais recente. Conforme podemos observar, a desigualdade no passado (medida em termos do índice de Gini) pode explicar a desigualdade no presente com coeficiente R^2 de 0,5, ou seja, uma explicação razoavelmente aceitável. Além disso, é possível observar que os países da América Latina e do Caribe (pontos amarelos), juntamente com os países da África (pontos vermelhos) apresentam em sua maioria, níveis de concentração de renda muito maior do que a média da amostra.

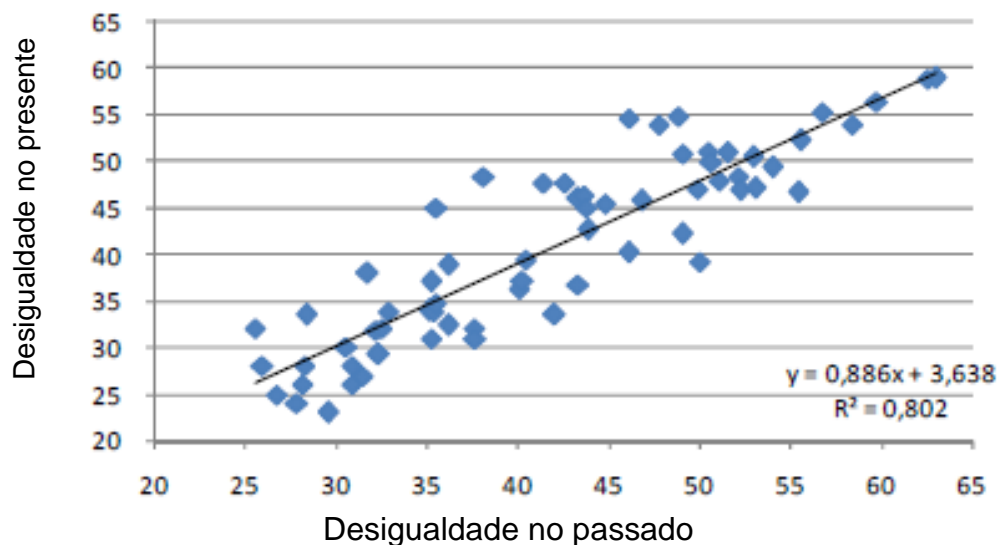
Gráfico 6: A desigualdade no passado versus a desigualdade no presente



Fonte: Extraído de Mendes (2013), p.13.

O autor realiza a mesma análise retirando os países que passaram por algum tipo de regime comunista no passado e percebe que o ajuste da linha de regressão apresenta uma melhora significativa. Como mostra o Gráfico7, o coeficiente de R^2 salta de 0,5 na análise com todos os países para 0,8. Infere-se, portanto, que a desigualdade no passado é uma estimativa robusta da desigualdade no presente, principalmente para países capitalistas.

Gráfico 7: Desigualdade no passado versus a desigualdade no presente– os países capitalistas



Fonte: Extraído de Mendes (2013), p.13.

Para levar em consideração esse comportamento de persistência da desigualdade de renda, a modelagem utiliza dados em painel dinâmico, que inclui a variável dependente defasada também como fator explicativo no modelo. O trabalho empírico considera cinco períodos de tempo com intervalos de cinco anos: 1986-91, 1991-96, 1996-2001, 2001-06 e 2006-11. A utilização dos dados em um período de longo prazo deve-se ao fato de que, além do crescimento econômico e desigualdade de renda, as variáveis que serão utilizadas no modelo, como por exemplo, anos médio de estudo são melhores mensuradas em intervalos de tempo maiores. Observações com um período curto de análise poderiam ser mal interpretadas, sendo observações com um intervalo maior de tempo mais recorrentes na teoria econômica, que se preocupa em explicar as oscilações dos ciclos econômicos principalmente no médio e longo prazos.

3.1. Modelo Arellano Bond

O modelo utilizado nesse trabalho refere-se ao painel dinâmico de Arellano-Bond. Os estimadores de Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundell-Bond (1998) configuram um painel dinâmico que é designado para situações em que o período de tempo (T) é pequeno e a quantidade de indivíduos (N) é grande. Esse é exatamente o caso do modelo proposto, em que os dados contêm 27 estados e cinco períodos de tempo (1986-91, 1991-96, 1996-2001, 2001-06 e 2006-11). Além disso, o modelo também é favorável para casos em que as variáveis independentes não são estritamente exógenas, significando correlações com o passado, e que haja heterocedasticidade e autocorrelação entre os indivíduos (ROODMAN, 2009).

A presença da variável dependente defasada entre os regressores caracteriza um modelo dinâmico, e pode ser definido de maneira geral como a fórmula abaixo:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + X'_{it}\beta + \beta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Na equação acima, Y_{it} é a variável dependente cujo resultado se objetiva encontrar para o indivíduo i no tempo t , Y_{it-1} é o valor da mesma variável, mas em um período anterior, X_{it} é a matriz que representa os regressores e pode ser definida como $X = (X_1 \dots X_k)'$, β_i é a constante não observável e que não varia com o tempo e ε_{it} é o erro aleatório que varia com o tempo, mas sendo não observável. O termo do erro pode ser decomposto em $\varepsilon_{it} = u_i + v_{it}$ em que u_i é a parcela correspondente aos efeitos fixos e v_{it} a parcela idiossincrática.

Assim, como em um painel de efeitos fixos, assume-se que a parcela do erro que é fixa (u_i) é correlacionada com os regressores, gerando problemas de endogeneidade e estimativas inconsistentes para os parâmetros. Para eliminar os efeitos fixos individuais, toma-se a primeira diferença da equação (1):

$$\Delta Y_{it} = \alpha \Delta Y_{i,t-1} + \Delta X'_{it} \beta + \Delta v_{it} \quad (2)$$

Apesar do problema dos efeitos fixos ter desaparecido, a variável independente defasada ainda é potencialmente endógena, na medida em que o termo $Y_{i,t-1}$ presente em $\Delta Y_{i,t-1} = Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}$ é correlacionado com $v_{i,t-1}$ presente em $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{i,t-1}$ (ou seja, $E(\Delta Y_{i,t-1}, \Delta v_{it}) \neq 0$). Também outras variáveis pertencentes a X podem não ser estritamente exógenas, pois podem ser correlacionadas com $v_{i,t-1}$. Para solucionar o problema da possível correlação dos regressores e de $Y_{i,t-1}$ com Δv_{it} , são utilizadas variáveis instrumentais com defasagens maiores do que a primeira diferença ($\Delta Y_{i,t-j}$, $\Delta X_{i,t-k}$, com $j = k = 2, 3, \dots, t-1$).

A metodologia desenvolvida acima por Arellano-Bond (1991) é chamada de *Difference-GMM*, na qual os regressores são transformados em diferenças utilizando o método de momentos generalizados (HANSEN, 1982). Blundell e Bond (1998) aperfeiçoaram o modelo e propõem a condição de que as variáveis em diferença sejam não correlacionadas com os efeitos fixos individuais, permitindo a introdução de mais instrumentos e aumentando a eficiência. Esse condição constrói um sistema de duas equações, com a equação original e a transformada, que foi implementado em software estatístico por Roodman (2009) e foi denominado de *System-GMM* (Arellano, Bover, 1995; Blundell, Bond, 1998).

Inicialmente, os estimadores Arellano-Bond e Blundell-Bond possuem variantes *one-step* e *two-steps*, sendo a última alternativa a mais eficiente e a utilizada neste trabalho. Apesar da variante *two-step* ser mais eficiente, os erros-padrão reportados tendem a ser viesados para baixo. Assim Windmeijer (2005) aponta uma sugestão que corrija esse efeito e torna as estimações robustas.

Dessa forma, o modelo econométrico a ser utilizado é o *System-GMM* com a correção de robustez dos erros já citada, adotando uma quantidade de instrumentos menor ou igual do que o número de grupos da amostra (27 estados). Para a validação do modelo, também são apresentados os testes de Hansen e os testes de autocorrelação. Em relação ao primeiro, a hipótese nula é de que os instrumentos utilizados são exógenos, hipótese crucial para a aceitação do modelo.

O modelo também pode vir a possuir um leque grande de instrumentos que foram excluídos, sendo necessário um teste adicional chamado de teste *difference-Hansen*, o qual analisa a diferença entre a estatística de Hansen que contém a exclusão dos instrumentos que podem vir a ter uma contestação, e a equação com todos os instrumentos. A hipótese nula é a de que o número reduzido de instrumentos e os instrumentos suspeitos adicionais são válidos. O teste que contém a exclusão dos instrumentos também é exibido com o nome de teste de grupo excluído.

Já em relação ao teste autocorrelação, o erro aleatório não pode ser correlacionado com defasagens maiores que 2 da variável dependente ou de outras variáveis que foram defasadas. A correlação serial negativa de primeira ordem já é esperada nas diferenças na medida em que o termo $Y_{i,t-1}$ presente em $\Delta Y_{i,t-1} = Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}$ é correlacionado com $v_{i,t-1}$ presente em $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{i,t-1}$, conforme já descrito acima. Assim objetiva-se que não haja correlação serial de ordem maior que 2 conforme mostra a fórmula abaixo:

$$E(\Delta Y_{i,(t-j)}, \Delta v_{i,t}) = 0, \text{ com } j \geq 2 \quad (3)$$

3.2. Metodologia e estatísticas descritivas

Com o objetivo de analisar o impacto do crescimento econômico na desigualdade de renda, utilizou-se o modelo de painel dinâmico denominado de *System-GMM* (Arellano, Bover, 1995; Blundell, Bond, 1998). O crescimento econômico também é determinado pela combinação de inúmeras variáveis, que por sua vez impactam a desigualdade de renda. Nesse sentido, com o intuito de tentar analisar isoladamente o impacto dos regressores na variável dependente, além da presença do indicador do Gini (no tempo presente e defasado) e do crescimento econômico, o modelo conta com outras variáveis de controle já amplamente discutidas pela literatura acadêmica e descritas na fórmula abaixo:

$$\Delta Gini_{it} = \alpha \Delta Gini_{it-1} + \Delta G_{it} \beta_1 + \Delta EDUC_{it} \beta_2 + \Delta DES_{it} \beta_3 + \Delta T.GOV_{it} \beta_4 + \Delta SIZE_{it} \beta_5 + \Delta PP_{it} \beta_6 + \Delta PP_{it} * G_{it} \beta_7 + 1996 \beta_8 + 2001 \beta_9 + 2006 \beta_{10} + 2011 \beta_{11} + \Delta v_{it} \quad (4)$$

As escolhas das variáveis foram guiadas pela disponibilidade dos dados e pela frequência do uso em estudos similares, sendo os trabalhos de Acemoglu e Robinson (2015), Dollar e Kraay (2000) e Hoffmann (2006) os principais influenciadores. Em relação ao trabalho de Acemoglu e Robinson (2015), os autores analisam o impacto da relação taxa de juros menos crescimento econômico (r-g) na participação dos 10% mais ricos⁶ em uma análise com dados em painel para os países da África do Sul e da Suécia, encontrando valores negativos para o coeficiente da relação (r-g) e contrariando a hipótese proposta por Piketty.

Já no trabalho de Dollar e Kraay (2000), os autores encontram que a participação da renda do quintil mais pobre das economias, sendo a renda medida pelo PIB per capita, são não correlacionadas com variações na renda média geral, ou seja, o aumento ou decréscimo da renda média de um país não levaria ao mesmo aumento ou decréscimo da renda média dos mais pobres. O trabalho coloca papel importante no crescimento econômico como determinante da melhoria da condição dos mais pobres (assim como de outros setores da sociedade) e também

⁶ Na maioria dos trabalhos, é testada a relação crescimento econômico menos taxa de juros impactando indicadores de desigualdade social. Entretanto, como a taxa de juros é a mesma para todos os estados brasileiros, usaremos apenas o crescimento (g) econômico no nosso estudo.

contribui com um modelo que contém a inserção de diversas variáveis de controle como anos de estudos médio dos indivíduos (primário e secundário), inflação, consumo, tamanho do governo e comércio internacional, os quais influenciaram o uso na modelagem deste trabalho.

Por fim, o trabalho de Hoffmann (2006) analisa explicitamente o caso da desigualdade no Brasil e insere novas variáveis importantes para o contexto nacional, como o papel do Estado, representado pelas transferências governamentais e também pelo valor pago de pensão e aposentadorias, tendo encontrado que o primeiro teve um papel importante na redução da desigualdade e o segundo atuou em direção oposta.

A Tabela2 abaixo apresenta um resumo das variáveis empregadas neste trabalho, assim como a fonte de dados e as *proxies* utilizadas. Além de utilizar o Gini como variável dependente, o modelo apresentado através da fórmula (4) também utilizará como medida de desigualdade as variáveis que representam a participação do 1% e 10% mais ricos na renda total.

Tabela 2: Variáveis utilizadas no modelo

| Variável | Descrição | Fonte |
|--------------------|--|--------------------|
| GINI | Indicador de GINI da renda média domiciliar per capita ⁷ . | IBGE/PNAD/IPEADATA |
| 1% MAIS RICO | Proporção da renda apropriada pelos indivíduos pertencentes ao centésimo mais rico da distribuição segundo a renda domiciliar per capita. | IBGE/PNAD/IPEADATA |
| 10% MAIS RICO | Proporção da renda apropriada pelos indivíduos pertencentes ao décimo mais rico da distribuição segundo a renda domiciliar per capita. | IBGE/PNAD/IPEADATA |
| GINI t-1 | Indicador de GINI da renda média domiciliar per capita defasado em um período ⁸ . | IBGE/PNAD/IPEADATA |
| G | Crescimento médio do PIB per capita em 5 anos: $(\text{PIB per capita } t+5 / \text{PIB per capita } t)$. | IBGE/IPEADATA |
| EDUC | Indica os anos médios de estudo dos indivíduos acima de 25 anos. | IBGE/PNAD/IPEADATA |
| DES | Percentual das pessoas que procuraram, mas não encontraram ocupação profissional. Inclui todas as pessoas com 10 anos ou mais de idade que estavam procurando ocupação ou trabalhando na semana de referência da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios | IBGE/PNAD/IPEADATA |
| T.GOV ⁹ | Medida de proporção das transferências governamentais (Benefício de Prestação Continuada e Assistência Social, Renda Mensal Vitalícia e Bolsa Família) em relação ao PIB do Estado. | IPEADATA |
| SIZE | Indica o tamanho do Estado na economia, sendo calculado como proporção das despesas orçamentárias/PIB Estado. | IBGE/IPEADATA |
| PP | Proporção de pobres: percentual de pessoas na população com renda domiciliar per capita abaixo da linha da pobreza ¹⁰ . | IBGE/PNAD/IPEADATA |
| PP*G | Indica interação entre as variáveis PP e G, sendo resultado da multiplicação de PP*G. | IBGE/PNAD/IPEADATA |

Elaboração própria.

⁷ As variáveis que possuem como fonte a PNAD não possuem dados para o ano de 1991, pois não foi realizada a pesquisa no período. Assim, excepcionalmente para o ano de 1991 foi feita uma média entre os anos de 1990 e 1992 para a construção dos dados.

⁸ Como as análises são feitas em períodos de 5 em 5 anos, o período anterior (t-1) corresponde na realidade a um período de t-5.

⁹ A variável referente aos programas sociais do governo só possui dados a partir de 1993, mas acredita-se que a ausência de valores para 1991 não está correlacionada com os resíduos da regressão e provavelmente não deve causar viés.

¹⁰ A linha da pobreza utilizada foi a definida pelo Ipeadata como sendo o dobro do número mínimo de calorias necessárias.

Cabe uma análise das variáveis descritas na Tabela 2 e o que se espera de cada uma delas. A primeira, o crescimento econômico (G), é a variável chave para a qual se busca entender o seu impacto na evolução da desigualdade a partir de década de 1990 para o caso brasileiro. Piketty (2015) argumenta que quanto maior a relação $(r-g)$ maior será a desigualdade de renda no longo prazo¹¹, resultado contrário ao encontrado por Acemoglu e Robinson (2015). Já Chatterjee (1994) descreve que o impacto do crescimento na desigualdade é positivo devido principalmente a maior propensão a poupar dos ricos, que são os maiores beneficiados do crescimento econômico, e por fim, não tendo Dollar e Kraay (2000) encontrando relação entre as variáveis, mas tendo destacado papel importante para as políticas sociais do governo. Muito já foi discutido sobre as relações entre crescimento e desigualdade para os países europeus e para os Estados Unidos, mas pouco ainda se tem discutido sobre a literatura latino-americana, tendo essa tese o intuito de contribuir para a academia nessa direção.

Em relação a variável que mede os anos médios de estudo dos indivíduos (EDUC), representando aqui o capital humano no modelo, o que se espera é que a diferença observada entre os níveis de escolaridade entre os indivíduos venha a afetar os rendimentos futuros, impactando assim a desigualdade de renda. Neste caso, espera-se um sinal negativo do coeficiente na regressão, ou seja, quanto maior for a escolaridade adquirida ao longo do tempo, menor será o hiato da diferença salarial existente, conforme mostram também estudos realizados por Barros et al. (2006) que apontam a ampliação do acesso à educação como um dos fatores responsáveis por reduzir a desigualdade no Brasil. A taxa de desemprego (DES) nada mais que um reflexo da situação econômica vivenciada pelos estados brasileiros, tendo a sua inserção no modelo o objetivo de captar o cenário macroeconômico do país. Espera-se que quanto maior a taxa de desemprego observada no período, pior seja a situação econômica vivenciada no país e consequentemente maior a desigualdade.

As variáveis relacionadas às transferências governamentais (T.GOV) e ao peso do Estado proporcional ao PIB (SIZE) são variáveis que possuem relação

¹¹ Se $r-g$ impacta positivamente a desigualdade, pode-se inferir que o impacto do crescimento econômico na desigualdade será negativo.

direta com a participação e gastos do governo. A ideia comum é relacionar que o peso maior do Estado na economia associado a um aumento nas transferências governamentais (relacionadas a programas assistenciais) tenderia a gerar um maior efeito distributivo, reduzindo a desigualdade de renda. O assunto é controverso tendo Hoffmann (2006) encontrado que as transferências governamentais foram essenciais em reduzir a pobreza, contribuindo com 28% da redução do indicador do Gini entre 1998 a 2004, com esse percentual aumentando para 66% se apenas a região Nordeste for considerada. Já Bénabou (2000) relata em seus estudos que não há evidências significativas de que as transferências ou gastos do governo como proporção do PIB possuem impacto na redução da desigualdade de renda.

A variável proporção de pobres (PP) combinada com a variável interação (PP*G) são novidades entre os estudos observados e foram influenciadas principalmente pelos estudos de Chatterjee (1994), possuindo papel importante em averiguar se há diferenças no impacto do crescimento econômico na desigualdade de renda dependendo da composição do percentual de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza. Em relação à primeira variável é esperado que quanto maior for o percentual de pobres nos estados, maior será a desigualdade devido ao fato de que a elevação da renda proporcionada pelo crescimento econômico significaria apenas consumo extra para a parcela da população mais pobre, enquanto para os ricos significaria possibilidade de maiores investimentos, aumentando assim a desigualdade de renda. Seguindo a mesma linha de raciocínio, também é esperando um sinal positivo para a variável interação, que combinado com um sinal negativo do crescimento econômico, indicaria uma diminuição da potência do impacto do crescimento econômico em reduzir a desigualdade, ou seja, o crescimento ainda impactaria o índice de Gini de forma negativa, mas seu efeito seria menor quanto maior fosse a proporção de indivíduos vivendo abaixo da linha da pobreza no país.

Por fim, foram adicionadas *dummies* de anos no modelo, seguindo a recomendação de Roodman (2009), pois as estimativas de robustez e dos testes de autocorrelação do erro padrão referentes ao modelo de painel dinâmico utilizado pressupõem não haver correlação entre os indivíduos e os distúrbios idiossincráticos, tendo a inclusão das *dummies* de tempo tornado essa suposição mais plausível.

4 RESULTADOS

Os resultados encontrados referentes ao modelo descrito pela fórmula (4) estão sumarizados na Tabela 3. Além da utilização do índice de Gini como variável dependente, também foram utilizadas outras duas variáveis: participação do 1% e dos 10% mais ricos na renda total (representados pela 2ª e 3ª coluna da Tabela 3 respectivamente).

As variáveis independentes possuem, em sua maioria, os coeficientes esperados descritos previamente na sessão 3.2¹², sendo a variável crescimento econômico (G), significativa nas três colunas. Os resultados demonstram que, para o caso brasileiro, o crescimento econômico possui um impacto negativo no índice de Gini no período analisado, ou seja, ele foi um dos responsáveis pela redução da desigualdade, indo ao encontro dos resultados observados em Piketty (2015) e contrários aos encontrados em Chartterjee (1994) e Acemoglu e Robinson (2015). As implicações continuam as mesmas se analisarmos o impacto na participação do 1% e dos 10% mais ricos na renda total.

A variável EDUC possui coeficiente negativo em todas as colunas, sendo significativa a 5% nas 2ª e 3ª colunas e não sendo significativa a 10% quando regredida contra o índice de Gini. Nesse sentido, podemos concluir que essa variável teve um papel importante em reduzir a desigualdade de renda no Brasil.

A variável educação já foi amplamente estudada para o caso brasileiro na tentativa de verificar o seu impacto na distribuição de renda, sendo os resultados obtidos no modelo proposto próximos ao encontrados em Barros et al. (2006). Segundo os estudos destes autores, a ampliação do acesso à educação reduz a desigualdade principalmente por dois motivos: maiores oportunidades tendem a elevar a escolaridade média dos indivíduos reduzindo a desigualdade, e por outro lado, o prêmio pela qualificação do trabalho tende a diminuir com uma maior homogeneização do nível de estudos, também auxiliando na redução do diferencial

¹² Com exceção da variável SIZE que possui sinal positivo quando a variável dependente se refere os 10% mais ricos e ao Gini, e a variável PP que possui sinal negativo quando a variável dependente é o Gini. Entretanto, nos três modelos os regressores não são estatisticamente significantes nem a 1%, 5% ou 10%, então a inversão do sinal não possui significados reais.

de remuneração. Os autores concluem que, aproximadamente 15% da queda da desigualdade de renda observada entre 2001 e 2004 foi resultado da redução desses diferenciais no nível da educação.

As variáveis taxa de desemprego (DES) e proporção de pobres na economia (PP) são não estatisticamente significantes nos três modelos, não sendo possível inferir nenhuma conclusão sobre o seu impacto na desigualdade de renda.

As transferências governamentais (T.GOV) apresentam em relação aos três regressores coeficientes negativos, sendo significantes na 1ª e 3ª colunas, já o tamanho do Estado (SIZE) apresenta o coeficiente esperado significativo somente quando regredido contra a participação do 1% mais ricos. Os resultados obtidos, principalmente em relação à variável T.GOV, demonstram a importância das políticas sociais governamentais na redução da desigualdade no período, assim como demonstrado em Hoffmann (2006).

Uma análise interessante dos resultados obtidos refere-se a variável interação (PP*G), que é resultado da multiplicação do percentual da população vivendo abaixo da linha da pobreza com o crescimento econômico. O coeficiente positivo e significativo obtido através da regressão da 1ª coluna demonstra que, apesar do crescimento econômico possuir o efeito de reduzir a desigualdade de renda ao longo do intervalo de tempo analisado, quanto maior for a proporção de pobres na economia menor será esse impacto. Essa constatação afirma o que já foi mencionado por Chatterjee (1994) de que a parcela mais pobre da população não se beneficiaria do crescimento econômico devido a sua baixa propensão a poupar, gastando a totalidade da renda incremental em novo consumo, sendo que no outro extremo os ricos se beneficiarão da elevação da renda investindo mais e aumentando o seu patrimônio, elevando assim a desigualdade de renda.

Tabela 3: Resultado do modelo proposto

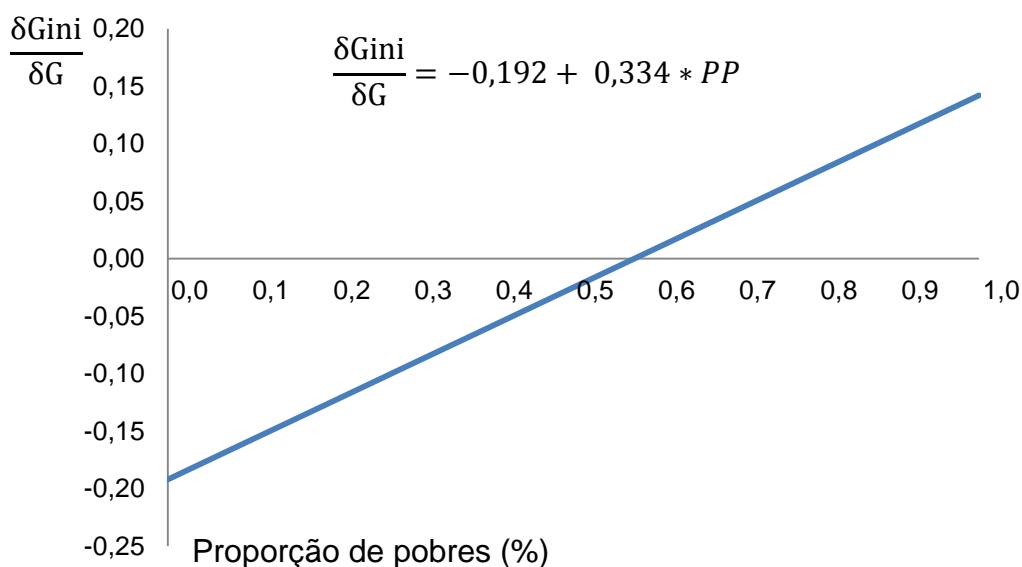
| | GINI | 1% RICOS | 10% RICOS |
|-----------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| L.GINI | 0,397** (0,172) | | |
| L.1%RICOS | | 0,130 (0,132) | |
| L.10% RICO | | | 0,306* (0,169) |
| G | -0,192*** (0,074) | -0,084** (0,037) | - 0,160* (0,088) |
| EDUC | -0,019 (0,012) | -0,018** (0,009) | -0,029** (0,014) |
| DES | 0,264 (0,180) | 0,047 (0,112) | 0,206 (0,214) |
| T.GOV | -14,450* (8,659) | -6,424 (5,073) | -19,590** (9,361) |
| SIZE | 0,055 (0,047) | -0,053** (0,025) | 0,004 (0,060) |
| PP | -0,013 (0,066) | 0,031 (0,040) | 0,012 (0,073) |
| PP*G | 0,334* (0,174) | 0,121 (0,083) | 0,253 (0,220) |
| 1996 | -0,018 (0,026) | -0,036** (0,015) | - 0,043 (0,029) |
| 2001 | -0,029 (0,024) | -0,025** (0,015) | -0,041 (0,025) |
| 2006 | -0,027* (0,015) | -0,015** (0,007) | -0,026** (0,014) |
| Constante | 0,461*** (0,166) | 0,251*** (0,082) | 0,513*** (0,164) |
| AR(1) ¹ | 0,130 | 0,052 | 0,136 |
| AR(2) ¹ | 0,603 | 0,394 | 0,501 |
| Teste Hansen ¹ | 0,765 | 0,604 | 0,596 |
| Teste Grupo Excluído ² | 0,479 | 0,446 | 0,529 |
| Teste Difference ² | 0,909 | 0,679 | 0,543 |

Erro padrão entre parêntese. Legenda: * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01. Ano de 2011 foi excluído devido à colinearidade. ¹ Valores estão no formato p-value. ²Testes visam analisar a exogeneidade dos instrumentos.

Hansen: H_0 : instrumentos válidos

Cabe mais uma análise em relação aos impactos da proporção de pessoas abaixo da linha da pobreza (PP) no crescimento econômico (G). O Gráfico8 abaixo, elaborado a partir dos resultados obtidos da Tabela3, consegue representar essa relação linearmente. O eixo vertical é representado pela variação do Gini em relação ao crescimento econômico e o eixo horizontal representa a proporção de pobres, com valores que vão de 0% a 100% (casos extremos em que não há nenhum indivíduo vivendo abaixo da linha da pobreza ou que todos vivem acima da linha). O coeficiente -0,192 é o resultado que se obteve da regressão do modelo proposto pela fórmula (4) em relação à variável crescimento econômico (G) na Tabela3 e o valor de 0,334 é o coeficiente obtido da variável interação (PP*G). O que se pode observar é que, quanto maior for o percentual da população abaixo da linha da pobreza, menor será o impacto do crescimento econômico na redução da desigualdade de renda. O impacto do crescimento se tornaria nulo quando a proporção de pobres chegasse a valores próximos a 55%, tornando-se positivo a partir desse valor.

Gráfico 8: Relação entre a proporção de pobres e crescimento econômico



Fonte: Elaboração própria

Com o intuito de tentar verificar empiricamente o observado de que há algum nível de pobreza em que o crescimento econômico impacta a desigualdade de renda de forma positiva, conforme resultados encontrados em Chatterjee (1994), os estados foram separados em duas subpopulações: aquelas que possuem um

percentual de pessoas abaixo da linha da pobreza menor que 50% e as que possuem o percentual maior ou igual a 50%. Assim, as variáveis proporção de pobres (PP) e interação (PP*G) foram retiradas do modelo, pois os estados já foram separados em relação a essas variáveis. Os resultados podem ser observados na Tabela4 abaixo:

Tabela 4: Resultado do modelo com diferentes níveis de pobreza

| | <50% | >=50% |
|-----------------------------------|----------------------|---------------------|
| L.GINI | 0,343*** (0,133) | -0,624 (0,657) |
| G | -0,058*** (0,020) | 0,038* (0,023) |
| EDUC | -0,008 (0,007) | -0,004 (0,016) |
| DES | 0,223 (0,219) | 0,489** (0,219) |
| T.GOV | 2,975 (7,602) | 43,510 (48,930) |
| SIZE | 0,028 (0,075) | 0,144** (0,068) |
| 1996 | 0,026 (0,024) | 0,211 (0,129) |
| 2001 | 0,018 (0,023) | 0,181 (0,117) |
| 2006 | 0,001 (0,012) | 0,089*** (0,013) |
| Constante | 0,372*** (0,098) | 0,698** (0,272) |
| AR(1) ¹ | 0,178 | 0,496 |
| AR(2) ¹ | 0,536 | 0,491 |
| Teste Hansen ¹ | 0,420 | 1,000 |
| Teste Grupo Excluído ² | 0,214 | 0,932 |
| Teste Difference ² | 0,771 | 1,000 |

Erro padrão entre parêntese. Legenda: * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01. Ano de 2011 foi excluído devido à colinearidade. ¹ Valores estão no formato p-value. ² Testes visam analisar a exogeneidade dos instrumentos.

Hansen: H_0 : instrumentos válidos

O que se pode verificar é que o sinal do crescimento econômico se altera nos estados em que o percentual da população vivendo abaixo da linha da pobreza é maior que 50%, sendo significativo a 10% e levando a crer que quanto maior for a esse percentual em uma determinada economia, o crescimento econômico beneficiaria principalmente as classes mais ricas incorrendo em um aumento da desigualdade. Entretanto os resultados dos testes de autocorrelação e de Hansen não são muito consistentes, deixando dúvidas sobre a validade das suposições¹³.

4.1. Resultados para o Setor público

Conforme verificado na sessão anterior, o impacto do crescimento econômico para os estados brasileiros na desigualdade de renda é negativo para períodos de intervalos de cinco anos entre 1991 e 2011. Entretanto, pouco se tem estudado se diferenciações nas rendas obtidas entre o setor privado e público podem incorrer em diferenças nos indicadores de desigualdade e em interpretações distintas dos resultados obtidos anteriormente. Tentando entender essas possíveis mudanças, pretende-se analisar o comportamento do modelo descrito pela fórmula (4) ao utilizar a renda do setor público para construir uma nova variável dependente: o índice de Gini do setor público.

Os salários mais elevados recebidos pelo funcionalismo público em relação ao setor privado é um dos principais motivos que chamaram a atenção para esse setor nas últimas décadas. Dentre os autores que analisaram essa evolução salarial do setor, a grande maioria observa uma ampliação do diferencial salarial entre funcionários públicos e privados. Autores como Vaz e Hoffmann (2007) observaram o aumento desse hiato entre funcionários públicos estatutários e empregados do setor privado¹⁴ nos anos 1992 e 2005, tendo os primeiros se beneficiado com aumento da renda em 35% no período, em detrimento de apenas 4% do setor privado. As razões encontradas pelos autores a fim de explicar a maior rentabilidade do setor público estão relacionadas principalmente a maior qualificação exigida pelo setor somado a ocorrência de um processo de extinção de cargos que

¹³ Quando se realiza a divisão dos estados em subpopulações, a quantidade de estados por grupos se reduz significativamente o que acaba impactando as validações finais do modelo.

¹⁴ Do setor de serviços.

requerem menores salários e qualificação. Alia-se a isso também o fato desses funcionários possuírem uma maior estabilidade em seus empregos e sofrerem menos com oscilações na economia.

Em relação aos impactos da evolução salarial do funcionalismo público na desigualdade de renda, as opiniões são controversas. Marconi (1997) destaca a reduzida amplitude salarial da administração pública, concluindo que a renda dos trabalhadores privados é mais desigual que a do setor público em 1995. Daré e Hoffman (2013) se propõem a analisar o tema em três regimes do funcionalismo público, sendo compostos pelos celetistas, estatutários e informais, além também das análises nas esferas municipal, federal e estadual. Os autores dividem o estudo em dois períodos, primeiramente observam entre 1995 e 2002, e depois de 2002 a 2009, concluindo que os rendimentos do funcionalismo público como um todo colaboraram para a queda do índice de Gini no primeiro período, sob a gestão do então presidente Fernando Henrique Cardoso, mas contribuíram para seu aumento durante o governo Lula.

Para uma melhor comparação dos salários entre os setores público e privado, os critérios referentes aos trabalhadores que serão utilizados neste trabalho seguem as sugestões de Daré e Hoffman (2013). É importante mencionar que, antes de 2004, a PNAD não abrangia a área rural da antiga região Norte (RO, AC, AM, RR, PA e AP). Assim, para os anos posteriores a 2004 foram excluídos os dados referentes à área rural daqueles estados.

Para a identificação do funcionário público, foi utilizada a variável da PNAD que diferencia o setor do emprego no trabalho principal da semana de referência como público ou privado¹⁵. Já em relação ao funcionário privado, consideram-se dois grupos: os que possuíam carteira assinada na ocupação no trabalho principal da semana de referência para pessoas de 10 anos ou mais de idade, e os que não possuíam sendo classificados como “privados outros”. Não foram considerados moradores cuja condição na unidade domiciliar seja pensionista,

¹⁵ A categoria militar não foi considerada na análise por se entender que possui características distintas do funcionalismo público em geral.

empregado doméstico ou parente de empregado doméstico, e foram considerados somente os indivíduos com idade superior a 18 anos.

Também foram analisados separadamente outros dois grupos de tipo de trabalho, os referentes aos trabalhadores e aos empregadores, sendo os primeiros compostos pelos trabalhadores dos segmentos privado e público e os últimos sendo aqueles que se declararam como empregadores na posição da ocupação no trabalho principal da semana de referência.

A Tabela 5 abaixo mostra a evolução do rendimento do trabalho principal para os setores analisados. Observamos que enquanto o funcionário público teve uma evolução de 51,2% entre 1992¹⁶ e 2011, o funcionário privado com carteira assinada foi o que teve a menor evolução entre os grupos analisados, com percentual de apenas 10,8%. Em relação aos trabalhadores *versus* empregadores, os primeiros obtiveram uma evolução salarial menor: 28,2% contra 40,9%, sendo os trabalhadores do setor público os que tiveram a maior evolução entre todos os trabalhadores.

Tabela 5: Evolução do rendimento do trabalho principal entre as classes de trabalhadores (R\$)

| Setor/ Ano | Público | Privado Total | Privado carteira assinada | Privado outros | Trabalhado res | Empregado res |
|-----------------|--------------|------------------|---------------------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| 1992 | 1.478 | 1.040 | 1.185 | 619 | 1.110 | 3.081 |
| 1996 | 1.806 | 1.200 | 1.343 | 841 | 1.310 | 4.665 |
| 2001 | 1.752 | 1.088 | 1.227 | 776 | 1.220 | 3.734 |
| 2006 | 1.961 | 1.064 | 1.188 | 758 | 1.242 | 3.684 |
| 2011 | 2.235 | 1.226 | 1.312 | 908 | 1.422 | 4.342 |
| Variação | 51,2% | 17,8% | 10,8% | 46,8% | 28,2% | 40,9% |

Fonte: Elaboração própria através dos dados PNAD/Ipeadata/Datasus/IBGE. Valores em R\$ deflacionados para out/12 segundo sugestão do *datazoom* da PUC-RJ.

¹⁶ Exclusivamente para a análise do setor público, as variáveis que possuem como fonte a PNAD começam no ano de 1992, devido ao fator da não possibilidade em se realizar os mesmos filtros para identificação dos trabalhadores na PNAD de 1990 em virtude das divergências dos campos da pesquisa disponibilizados no ano.

Em relação ao indicador de Gini observado no período entre as classes de trabalhadores, verifica-se na Tabela6 uma queda do índice em todos os setores, entretanto a queda foi mais pronunciada pelo setor privado com carteira assinada do que para o setor público. Para aquela categoria, o Gini variou de 0,49 para 0,43, representando uma variação de -11,8%, enquanto para a categoria de funcionário público a queda foi de 0,54 para 0,51, o que significa uma variação menor, de -6,1%. É importante analisar que o índice para o setor público se mantém maior do que os outros setores para a maior parte do período analisado.

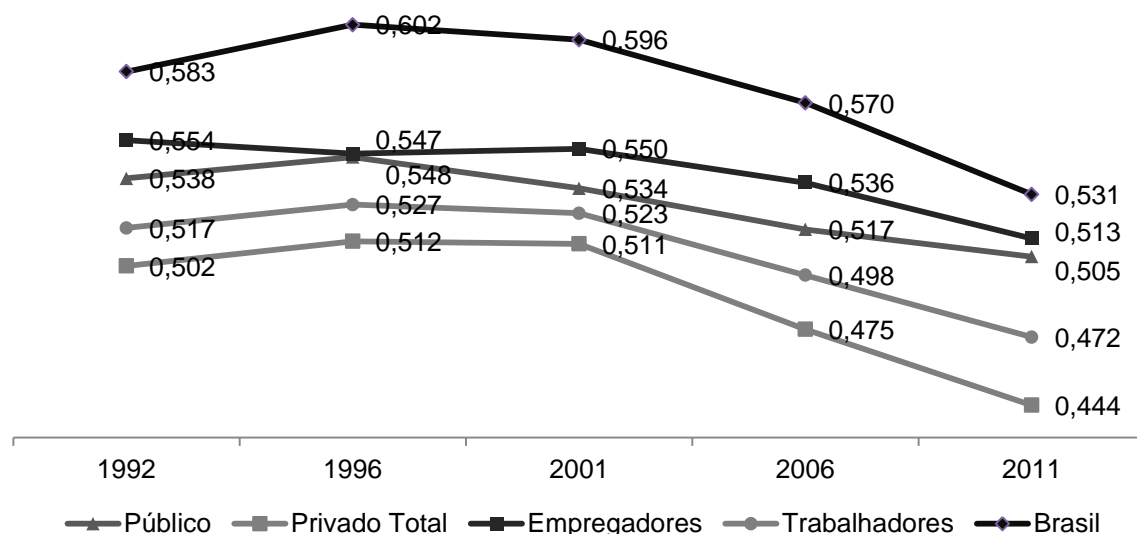
Tabela 6: Evolução do Índice de Gini entre as classes de trabalhadores

| Setor/ Ano | Público | Privado Total | Privado carteira assinada | Privado outros |
|---------------|--------------|---------------|------------------------------|----------------|
| 1992 | 0,54 | 0,50 | 0,49 | 0,51 |
| 1996 | 0,55 | 0,51 | 0,50 | 0,53 |
| 2001 | 0,53 | 0,51 | 0,50 | 0,54 |
| 2006 | 0,52 | 0,48 | 0,46 | 0,51 |
| 2011 | 0,51 | 0,44 | 0,43 | 0,48 |
| Δ Gini | -6,1% | -11,6% | -11,8% | -6,1% |

Fonte: Elaboração própria através dos dados PNAD/Ipeadata/Datasus/IBGE com o auxílio do programa datazoom da PUC-RJ.

Também é possível observar a evolução do indicador de Gini expandindo a análise para a categoria de empregadores e trabalhadores. A Figura4 exibe a trajetória do índice de Gini entre as classes analisadas. O que se percebe é que a classe de trabalhadores apresentou uma queda mais acentuada, indo de um índice de 0,52 para 0,47, contra 0,55 para 0,52 apresentado pelos empregadores. Dentre os trabalhadores, a classe daqueles pertencentes ao setor privado apresentou um declínio maior se comparado ao setor público, conforme já mencionado na Tabela6 acima. Observa-se também que os índices de desigualdade dos empregadores tendem a permanecer em níveis mais altos que as demais classes ao longo do tempo, com pouca diferenciação se comparado com os índices do setor público para o ano de 2011.

Figura 4: Evolução do índice de Gini por classe de trabalhador e empregador



Fonte: Elaboração própria através dos dados PNAD/Ipeadata/Datasus/IBGE com o auxílio do programa *datazoom* da PUC-RJ.

Nesse sentido, busca-se analisar o comportamento do modelo indicado pela fórmula (4) tendo como variável dependente o índice de Gini do setor público e fazendo uma comparação com os resultados obtidos para o setor privado total e carteira assinada. Os valores foram calculados pelo software Stata, com o auxílio do programa *datazoom* da PUC-RJ para compatibilização das variáveis da PNAD entre os períodos analisados.¹⁷ Além da variável dependente, outra adaptação no modelo foi a alteração da variável “anos médios de estudo” para anos médios de estudo do setor a ser analisado (público, privado ou privado carteira assinada).¹⁸ A Tabela 7 exibe os resultados do modelo proposto.

¹⁷ A PNAD sofreu variação na metodologia ao longo dos anos, e o programa auxiliou na compatibilização entre as pesquisas.

¹⁸ O *datazoom* realiza a compatibilização das bases: o ensino médio que possui quatro séries não faz com que o indivíduo tenha 12 anos de estudo caso o tenha completado: ele fica com 11 anos de estudo, que é o número de anos padrão para quem tem ensino médio completo. Foram atribuídos “17 anos de estudo ou mais” para aqueles que completaram mestrado ou doutorado, e para aqueles que completaram ao menos a sexta série do curso superior, interpretado como o sexto ano, e que não frequentam a escola. Com 16 anos de estudo estão aqueles que não frequentam escola, mas completaram ao menos o quinto ano do curso superior, e aqueles que frequentam escola e estão cursando o sexto ano do curso superior.

Tabela 7: Resultados do modelo tendo como variável dependente o índice de Gini do setor público

| | Gini Setor Público | Gini Setor Privado | Gini Setor Privado carteira assinada |
|-----------------------------------|---------------------|---------------------|---|
| L.GINI | 0,584** (0,260) | 0,157 (0,162) | 0,308** (0,146) |
| G | -0,074 (0,079) | -0,052 (0,090) | -0,138* (0,078) |
| EDUC | -0,021* (0,011) | 0,008 (0,009) | -0,017 (0,015) |
| DES | -0,055 (0,118) | 0,101 (0,235) | 0,168 (0,166) |
| T.GOV | 7,523 (6,321) | -4,550 (8,959) | -17,490* (9,844) |
| SIZE | -0,112** (0,047) | -0,067 (0,088) | -0,066 (0,075) |
| PP | 0,039 (0,083) | 0,135*** (0,039) | 0,107*** (0,036) |
| PP*G | 0,103 (0,182) | 0,115 (0,179) | 0,311* (0,166) |
| 1996 | -0,028 (0,022) | 0,048 (0,031) | -0,026 (0,048) |
| 2001 | -0,025 (0,023) | 0,032 (0,025) | -0,022 (0,036) |
| 2006 | -0,021* (0,012) | 0,010 (0,015) | -0,013 (0,014) |
| Constante | 0,457*** (0,128) | 0,270*** (0,087) | 0,455** (0,179) |
| AR(1) ¹ | 0,007 | 0,021 | 0,045 |
| AR(2) ¹ | 0,839 | 0,387 | 0,900 |
| Teste Hansen ¹ | 0,803 | 0,413 | 0,323 |
| Teste Grupo Excluído ² | 0,888 | 0,581 | 0,443 |
| Teste Difference ² | 0,416 | 0,231 | 0,235 |

Erro padrão entre parêntese. Legenda: * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01. Ano de 2011 foi excluído devido à colinearidade. ¹Valores estão no formato p-value. ²Testes visam analisar a exogeneidade dos instrumentos. Hansen: H_0 : instrumentos válidos

É interessante observar que as conclusões do modelo contendo como variável dependente o índice de Gini do setor público diferem um pouco do modelo proposto pela fórmula (4). Em relação à variável crescimento econômico (G), que é a protagonista do presente trabalho, ela deixa de ser significativa e possui o valor do seu coeficiente reduzido para -0,074 contra -0,192 do modelo original, assim como a variável que representa a interação (PP*G), que possui um coeficiente de 0,103 contra 0,334, observado na Tabela 3. As transferências governamentais (T.GOV) agora apresentam o coeficiente com sinal positivo, mas também deixam de ser significativas, levando a possível conclusão de que a grande parte da população que foi mais beneficiada pelos programas sociais do governo não está incluída na classe do funcionalismo público, por isso a não relevância dessa variável na redução da desigualdade para o setor.

A última coluna, que apresenta como variável dependente o indicador do Gini do setor privado dos trabalhadores com carteira assinada é a que apresenta os resultados obtidos mais similares aos encontrados na Tabela 3, com coeficientes e significância das variáveis apresentando valores próximos¹⁹. Isso pode ser devido ao fato de que, para esse setor, a aceleração do crescimento econômico impacta diretamente as ofertas de emprego, incorrendo em salários mais elevados e consequentemente redução da desigualdade. Locais em que a proporção de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza fosse maior afetaria a eficácia do crescimento na redução da desigualdade, pois elevações de renda para essa parcela da população incorreria somente em consumo extra e não em renda adicional para investimento, não se beneficiando assim da melhora da renda média, conforme descrito por Chatterjee (1994).

4.2. Efetividade dos resultados no longo prazo

Os resultados obtidos demonstram os efeitos das variáveis utilizadas no modelo proposto na desigualdade de renda do Brasil em um intervalo de cinco anos entre 1991 e 2011. Entretanto, não se pode afirmar que os efeitos encontrados

¹⁹ As exceções ficam por conta da variável “anos médios de estudo” (EDUC), que deixa de ser estatisticamente significativa a 10%, e a variável proporção de pessoas abaixo da linha da pobreza (PP), que passa a ser significativa.

serão duradouros também no longo prazo. Nesse sentido, será realizada uma análise a fim de mensurar se os impactos dos regressores na variável dependente são de caráter permanente ou apenas temporário.

Para isto, supõe-se que a variável dependente (índice de Gini) se estabilize no longo prazo e assuma um valor constante²⁰. Assim, a equação geral do modelo descrito pela fórmula (4) se tornaria:

$$\overline{\Delta Y_i} = \alpha \overline{\Delta Y_i} + \Delta X'_{it} \beta + \Delta v_{it} \quad (5)$$

Rearranjando a equação se obtém que:

$$\Delta Y_i = \frac{\beta}{(1-\alpha)} (\Delta X'_{it} + \Delta v_{it}) \quad (6)$$

A partir então da equação descrita em (6) é verificado se o impacto das variáveis representadas pelo vetor ΔX é significativo também no longo prazo. Para isso, será utilizado um tipo de teste de Wald para testar a significância conjunta de coeficientes em relações não lineares, e que possui a hipótese nula de que:

$$H_0: \frac{\beta}{(1-\alpha)} = 0 \quad (7)$$

Assim, para que as variáveis possuam efeito permanente no longo prazo na desigualdade de renda é esperado que os resultados encontrados para o p-valor sejam inferiores a 10%. Dessa maneira estaria rejeitando-se a hipótese nula de que a divisão dos coeficientes das variáveis independentes por um menos o coeficiente da variável dependente defasada sejam iguais a zero e não tenham impacto permanente no índice de Gini.

Foram realizados os testes para as variáveis: crescimento econômico (G), anos médio de estudo (EDUC), taxa de desemprego (DES), transferências governamentais (T.GOV), tamanho do Estado (SIZE), percentual da população

²⁰ É uma suposição plausível crer que com a estabilização da economia brasileira no longo prazo, não haja tanta oscilação no comportamento do índice de Gini e ele permaneça estável.

abaixo da linha da pobreza (PP) e interação (PP*G)²¹. Os resultados obtidos podem ser observados através da Tabela 8 abaixo:

Tabela 8: Resultado dos efeitos de longo prazo

| | Modelo Curto Prazo | Modelo Longo prazo |
|-------|----------------------|---------------------|
| G | -0,192*** (0,074) | -0,318** (0,163) |
| EDUC | -0,019 (0,012) | -0,032** (0,016) |
| DES | 0,264 (0,180) | 0,438 (0,334) |
| T.GOV | -14,450* (8,659) | -23,974 (18,220) |
| SIZE | 0,055 (0,047) | 0,091 (0,074) |
| PP | -0,013 (0,066) | -0,021 (0,108) |
| PP*G | 0,334* (0,174) | 0,554 (0,348) |

Erro padrão entre parêntese. Legenda: * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01.

O crescimento econômico apresenta resultado significativo tanto ao ser analisado um período específico entre 1991 e 2011 quanto no longo prazo, sendo os coeficientes apresentados no longo prazo (-0,318) maiores em módulo do que os apresentados no curto prazo (-0,192). Os resultados vão ao encontro dos observados em Piketty (2015), que coloca um papel de destaque para essa variável na redução da desigualdade, mas são contrários aos encontrados em Acemoglu (2015) e Chatterjee (1994), que observam o crescimento impactando positivamente a desigualdade.

Em relação a variável educação (EDUC), no modelo original proposto a variável não era significativa a 10% mas o fato de ela possuir efeitos permanentes na redução do indicador de Gini corrobora a sua importância como um dos fatores

²¹ Não foram testadas as *dummies* de tempo por serem variáveis de controle no modelo e não terem significado real a ser mensurado no longo prazo.

responsáveis em reduzir a desigualdade no longo prazo, muito em linha do abordado em Barros et al. (2006) sobre a importância da educação no combate a desigualdade para o caso brasileiro.

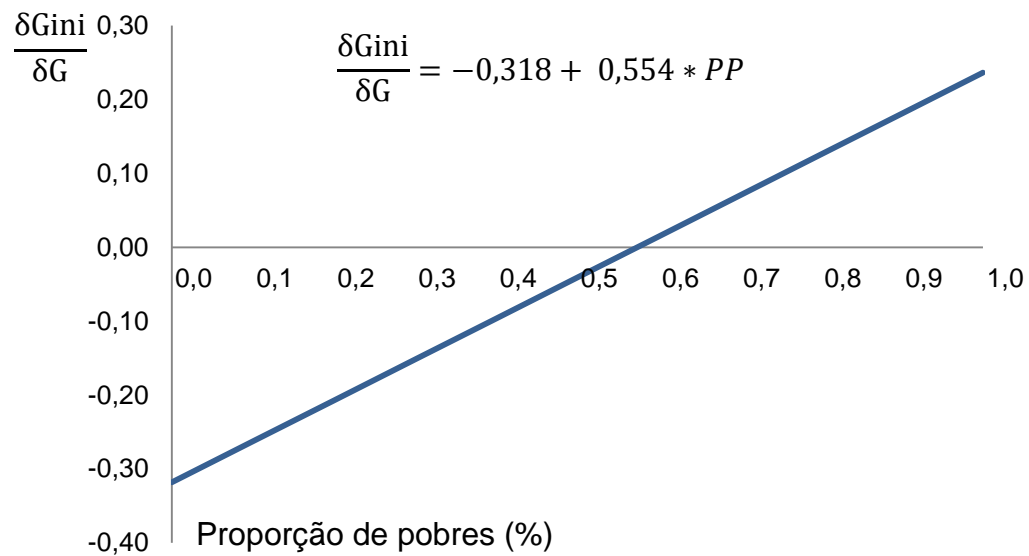
Três variáveis não eram significativas no modelo original proposto e continuam não sendo nas análises de longo prazo, sendo elas: taxa de desemprego (DES), tamanho do estado (SIZE) e proporção de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza (PP).

A variável que se refere às transferências referentes a programas sociais do governo (T.GOV) teve um papel fundamental na redução do índice de Gini entre 1991 e 2011, mas se mostra com importância reduzida quando analisada no longo prazo, deixando de ser significativa em períodos maiores de tempo. Assim, pode-se levar a crer que programas sociais do governo foram importantes em reduzir a desigualdade no período, mas possuem seu alcance reduzido quando se analisa intervalos de tempo mais longos.

Por fim, a variável que representa a interação entre proporção de pobres e crescimento econômico ($PP \cdot G$) revela que ela perde um pouco de sua representatividade quando analisada no longo prazo: a variável deixa de ser estatisticamente significativa a 10%, apresentando p-valor próximo a 11%. Assim, apesar de o crescimento impactar de maneira negativa a desigualdade de renda, quanto maior a proporção de pessoas que vivem abaixo da linha da pobreza, menor será a sua potência principalmente no curto prazo.

O Gráfico9 abaixo visa analisar a mesma relação já estudada anteriormente sobre o impacto da proporção de pessoas abaixo da linha da pobreza (PP) e o crescimento econômico (G), mas agora observando o comportamento para o longo prazo.

Gráfico 9: Relação entre a proporção de pobres e crescimento econômico no longo prazo



Fonte: Elaboração própria.

As interpretações são bem próximas às análises feitas para o curto prazo, com a variável crescimento econômico (G) tendo o seu impacto em reduzir a desigualdade de renda amenizado conforme a proporção de pobres (PP) na economia aumenta, observando seu efeito sendo nulo quando esta variável atinge percentuais próximos aos 55%, e atingindo valores positivos a partir de então.

5 CONCLUSÕES

Muito se tem discutido sobre a relação entre crescimento econômico e as medidas de desigualdades sociais. Tais discussões fomentaram no cenário econômico o debate acerca do baixo crescimento econômico como sendo causa (ou consequência) da elevação da desigualdade de renda entre os países e incitaram o desenvolvimento de políticas sociais que visassem minimizar tais diferenças.

Nesse sentido, procurou-se analisar através de um modelo econométrico a contribuição dos efeitos do crescimento econômico sobre a distribuição de renda, para os estados brasileiros no período de 1991 a 2011. O modelo utilizado nesse trabalho refere-se ao prestigiado Painel Dinâmico de Arellano-Bond. Os estimadores de Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995) e Blundell-Bond (1998) configuram um painel dinâmico que é designado para situações em que o período de tempo (N) é pequeno e a quantidade de indivíduos (T) é grande, sendo exatamente o caso do modelo, que contempla 27 Estados e cinco períodos de tempo (1986-91;1991-96;1996-2001;2001-06 e 2006-11).

O modelo proposto pode ser descrito através da fórmula abaixo:

$$\Delta Gini_{it} = \alpha \Delta Gini_{it-1} + \Delta G_{it} \beta_1 + \Delta EDUC_{it} \beta_2 + \Delta DES_{it} \beta_3 + \Delta T.GOV_{it} \beta_4 + \Delta SIZE_{it} \beta_5 + \Delta PP_{it} \beta_6 + \Delta PP * G_{it} \beta_7 + 1996 \beta_8 + 2001 \beta_9 + 2006 \beta_{10} + 2011 \beta_{11} + \Delta v_{it}$$

Os resultados demonstram que, para o caso brasileiro, o crescimento econômico possui um impacto negativo no índice de Gini no período analisado, ou seja, ele foi um dos determinantes responsáveis pela redução da desigualdade no período. As implicações continuam as mesmas se analisarmos o impacto na participação do 1% e 10% mais ricos na renda total.

Podemos concluir que a variável educação também teve um papel importante em reduzir a desigualdade de renda independente do indicador de desigualdade utilizado. Os resultados obtidos em relação às transferências governamentais, sendo significativos e com coeficiente negativo, demonstram a

importância das políticas sociais na redução da desigualdade no período, assim como demonstrado em Hoffmann (2006).

Uma análise interessante dos resultados obtidos refere-se a variável interação, que é resultado da multiplicação do crescimento econômico com o percentual da população abaixo da linha da pobreza. O coeficiente positivo e significativo obtido demonstra que apesar do crescimento econômico ter um efeito em reduzir a desigualdade de renda ao longo dos anos, quanto maior for a proporção de pobres na economia menor será esse impacto. Assim, locais em que a proporção de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza fosse maior afetaria a eficácia do crescimento na redução da desigualdade, pois elevações de renda para essa parcela da população incorreria somente em consumo extra e não em renda adicional para investimento, não se beneficiando assim da melhora da renda média, conforme descrito por Chatterjee (1994).

Pouco se tem estudado se diferenciações nas rendas obtidas entre setor privado e público podem incorrer em diferenças nos indicadores de desigualdade e em interpretações distintas dos resultados obtidos anteriormente. Tentando entender essas possíveis diferenças, pretendeu-se analisar o comportamento do modelo ao utilizar a renda do setor público para construir uma nova variável dependente: o índice de Gini do setor público.

Em relação ao indicador de Gini observado no período entre as classes de trabalhadores, verifica-se uma queda no índice em todos os setores, entretanto a queda foi mais pronunciada pelo setor privado com carteira assinada do que para o setor público. Para esta categoria, o indicador variou de 0,49 para 0,43, representando uma variação de -12%, enquanto para a categoria de funcionário público a queda foi de 0,54 para 0,51, o que significa uma variação menor, de -6%. É importante analisar que, o índice para o setor público se mantém maior que os outros setores para a maior parte do período analisado.

É interessante observar que as conclusões diferem um pouco ao analisar o modelo original proposto e o modelo contendo como variável dependente o Gini do setor público. Em relação a variável crescimento econômico (G), que é a variável

protagonista do presente trabalho, ela deixa de ser significativa e possui o valor do seu coeficiente reduzido, assim como as variáveis que representam as transferências governamentais (T.GOV) e interação (PP*G).

Por fim, procurou-se verificar o comportamento das variáveis em uma análise de longo prazo. Conclui-se que para o caso brasileiro, o crescimento econômico, educação e interação foram as variáveis que impactaram a desigualdade de renda de forma fundamental tanto no curto prazo (1991 a 2011) quanto de forma permanente no longo prazo.

6 APÊNDICE

Tabela 9: Evolução do Gini nos estados do Brasil entre 1990-2014

| Anos / Estados | 1990 | 1993 | 1996 | 1999 | 2002 | 2005 | 2008 | 2011 | 2014 |
|---------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Acre | 0,54 | 0,55 | 0,63 | 0,62 | 0,62 | 0,58 | 0,56 | 0,55 | 0,54 |
| Alagoas | 0,57 | 0,63 | 0,63 | 0,59 | 0,61 | 0,57 | 0,58 | 0,53 | 0,50 |
| Amazonas | 0,56 | 0,55 | 0,55 | 0,54 | 0,56 | 0,51 | 0,51 | 0,54 | 0,53 |
| Amapá | 0,45 | 0,66 | 0,52 | 0,54 | 0,55 | 0,53 | 0,46 | 0,52 | 0,47 |
| Bahia | 0,65 | 0,64 | 0,63 | 0,59 | 0,59 | 0,55 | 0,56 | 0,55 | 0,53 |
| Ceará | 0,63 | 0,63 | 0,63 | 0,61 | 0,59 | 0,58 | 0,54 | 0,54 | 0,51 |
| Distrito Federal | 0,59 | 0,62 | 0,59 | 0,63 | 0,63 | 0,61 | 0,62 | 0,61 | 0,58 |
| Espírito Santo | 0,65 | 0,59 | 0,58 | 0,58 | 0,58 | 0,56 | 0,52 | 0,50 | 0,49 |
| Goiás | 0,61 | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,55 | 0,56 | 0,51 | 0,48 | 0,45 |
| Maranhão | 0,56 | 0,61 | 0,60 | 0,57 | 0,57 | 0,52 | 0,52 | 0,54 | 0,53 |
| Minas Gerais | 0,61 | 0,59 | 0,57 | 0,56 | 0,56 | 0,53 | 0,51 | 0,50 | 0,48 |
| Mato Grosso do Sul | 0,59 | 0,56 | 0,59 | 0,56 | 0,56 | 0,53 | 0,53 | 0,51 | 0,49 |
| Mato Grosso | 0,56 | 0,58 | 0,57 | 0,54 | 0,57 | 0,52 | 0,54 | 0,48 | 0,46 |
| Pará | 0,60 | 0,59 | 0,58 | 0,56 | 0,56 | 0,52 | 0,50 | 0,54 | 0,49 |
| Paraíba | 0,66 | 0,65 | 0,60 | 0,66 | 0,60 | 0,58 | 0,58 | 0,54 | 0,51 |
| Pernambuco | 0,60 | 0,62 | 0,61 | 0,60 | 0,61 | 0,59 | 0,57 | 0,53 | 0,51 |
| Piauí | 0,67 | 0,62 | 0,59 | 0,60 | 0,62 | 0,59 | 0,57 | 0,51 | 0,50 |
| Paraná | 0,58 | 0,58 | 0,58 | 0,58 | 0,54 | 0,54 | 0,50 | 0,47 | 0,45 |
| Rio de Janeiro | 0,58 | 0,58 | 0,58 | 0,56 | 0,55 | 0,56 | 0,54 | 0,53 | 0,52 |
| Rio Grande do Norte | 0,61 | 0,58 | 0,61 | 0,60 | 0,58 | 0,60 | 0,55 | 0,56 | 0,50 |
| Rondônia | 0,53 | 0,54 | 0,54 | 0,56 | 0,54 | 0,57 | 0,50 | 0,50 | 0,47 |
| Roraima | 0,54 | 0,53 | 0,45 | 0,51 | 0,56 | 0,54 | 0,54 | 0,52 | 0,50 |
| Rio Grande do Sul | 0,57 | 0,56 | 0,56 | 0,56 | 0,55 | 0,52 | 0,50 | 0,49 | 0,48 |
| Santa Catarina | 0,57 | 0,51 | 0,52 | 0,52 | 0,47 | 0,46 | 0,46 | 0,44 | 0,42 |
| Sergipe | 0,57 | 0,61 | 0,61 | 0,62 | 0,56 | 0,55 | 0,54 | 0,56 | 0,48 |
| São Paulo | 0,54 | 0,54 | 0,53 | 0,54 | 0,56 | 0,53 | 0,50 | 0,48 | 0,49 |
| Tocantins | | 0,53 | 0,64 | 0,56 | 0,56 | 0,54 | 0,54 | 0,52 | 0,51 |

Fonte: Elaboração própria com base nos Dados PNAD/IBGE/Ipeadata

Tabela 10: Análise regional da parcela apropriada pelo 1% mais rico versus 50% mais pobres

| Ano/ Região | Parcela apropriada por 1% mais rico (% renda total) | | | | | Parcela apropriada por 50% mais pobres (% renda total) | | | | |
|----------------|--|-------|----------|------|---------|---|-------|----------|------|---------|
| | Centro- Oeste | Norte | Nordeste | Sul | Sudeste | Centro- Oeste | Norte | Nordeste | Sul | Sudeste |
| 1976 | 13,5 | 16,1 | 16,8 | 14,9 | 16,1 | 13,5 | 13,7 | 14,9 | 14,0 | 12,8 |
| 1977 | 18,8 | 19,4 | 17,3 | 17,0 | 17,3 | 12,6 | 13,5 | 15,2 | 13,9 | 13,3 |
| 1978 | 12,3 | 12,2 | 15,5 | 12,5 | 12,0 | 14,0 | 15,4 | 14,3 | 14,5 | 14,1 |
| 1979 | 11,3 | 11,1 | 15,2 | 13,5 | 12,2 | 14,6 | 16,6 | 15,8 | 14,7 | 14,7 |
| 1981 | 13,0 | 11,0 | 15,9 | 11,5 | 11,2 | 14,0 | 17,8 | 14,9 | 15,8 | 14,7 |
| 1982 | 12,8 | 11,3 | 14,8 | 11,6 | 11,9 | 13,7 | 16,8 | 14,5 | 14,9 | 14,2 |
| 1983 | 12,9 | 11,3 | 16,2 | 12,2 | 12,3 | 13,7 | 16,2 | 14,3 | 14,4 | 13,9 |
| 1984 | 13,5 | 12,2 | 15,7 | 12,6 | 11,8 | 13,8 | 16,9 | 15,0 | 14,7 | 14,2 |
| 1985 | 13,4 | 12,6 | 17,2 | 13,0 | 12,1 | 13,3 | 15,4 | 13,8 | 14,7 | 14,0 |
| 1986 | 14,7 | 10,5 | 15,0 | 12,6 | 12,9 | 13,5 | 16,5 | 14,6 | 15,0 | 14,8 |
| 1987 | 13,4 | 11,4 | 16,6 | 13,1 | 13,1 | 12,9 | 15,8 | 12,9 | 14,3 | 14,2 |
| 1988 | 16,9 | 13,3 | 18,1 | 12,4 | 12,6 | 11,5 | 14,4 | 12,3 | 13,8 | 13,5 |
| 1989 | 16,3 | 15,6 | 18,8 | 13,1 | 16,0 | 11,1 | 12,9 | 11,5 | 13,0 | 12,3 |
| 1990 | 14,6 | 14,2 | 18,0 | 12,2 | 12,7 | 12,0 | 13,5 | 12,0 | 13,5 | 13,5 |
| 1992 | 17,2 | 12,3 | 14,6 | 13,4 | 11,5 | 13,8 | 14,3 | 13,0 | 15,4 | 15,2 |
| 1993 | 15,8 | 15,7 | 18,1 | 14,1 | 13,7 | 12,8 | 14,3 | 11,6 | 15,1 | 14,2 |
| 1995 | 12,7 | 14,4 | 16,4 | 12,8 | 12,5 | 13,5 | 13,7 | 13,1 | 14,4 | 14,1 |
| 1996 | 14,5 | 12,8 | 17,1 | 12,3 | 12,0 | 12,7 | 13,8 | 12,1 | 14,6 | 14,2 |
| 1997 | 14,8 | 14,8 | 16,4 | 11,9 | 12,5 | 13,0 | 13,4 | 12,3 | 14,6 | 14,2 |
| 1998 | 14,8 | 13,6 | 16,6 | 12,3 | 12,5 | 13,0 | 13,5 | 12,8 | 14,7 | 14,2 |
| 1999 | 14,1 | 12,3 | 16,5 | 11,8 | 11,9 | 13,3 | 14,5 | 13,0 | 14,5 | 14,6 |
| 2001 | 14,6 | 14,2 | 16,2 | 12,4 | 12,6 | 13,2 | 14,7 | 13,1 | 15,4 | 14,1 |
| 2002 | 13,4 | 13,7 | 16,4 | 11,2 | 12,3 | 13,1 | 14,7 | 13,5 | 16,2 | 14,5 |
| 2003 | 13,2 | 12,2 | 15,4 | 11,6 | 12,0 | 13,8 | 15,8 | 13,8 | 16,3 | 14,7 |
| 2004 | 13,8 | 12,8 | 15,7 | 11,6 | 11,7 | 14,6 | 15,9 | 14,1 | 16,8 | 15,6 |
| 2005 | 13,9 | 12,4 | 14,9 | 10,8 | 12,0 | 14,2 | 16,5 | 14,6 | 17,0 | 15,8 |
| 2006 | 13,0 | 11,9 | 15,6 | 11,0 | 11,5 | 15,0 | 17,0 | 14,5 | 17,6 | 16,0 |
| 2007 | 13,7 | 12,4 | 14,6 | 11,1 | 11,2 | 14,5 | 16,1 | 14,7 | 17,9 | 16,8 |
| 2008 | 13,4 | 11,0 | 14,3 | 10,2 | 11,1 | 14,9 | 17,3 | 15,2 | 18,3 | 17,2 |
| 2009 | 13,4 | 11,9 | 14,4 | 10,2 | 11,1 | 15,3 | 16,7 | 15,1 | 18,5 | 17,5 |
| 2011 | 12,2 | 12,7 | 13,8 | 9,6 | 10,9 | 16,6 | 16,0 | 15,7 | 19,7 | 18,2 |
| 2012 | 12,7 | 11,3 | 14,7 | 10,6 | 11,9 | 16,9 | 17,0 | 16,1 | 20,1 | 18,1 |
| 2013 | 11,5 | 10,7 | 13,9 | 9,8 | 11,0 | 16,9 | 16,8 | 16,1 | 20,1 | 18,2 |
| 2014 | 11,7 | 10,7 | 12,2 | 8,7 | 11,1 | 18,0 | 17,6 | 17,2 | 20,6 | 18,3 |

Fonte: Elaboração própria com base nos Dados PNAD/IBGE/Ipeadata

7 REFERÊNCIAS

Acemoglu, D., Robinson, J. (2015). “*The Rise and Decline of General Laws of Capitalism*”. *Journal of Economic Perspectives*.

Arellano, M., Bond, S. (1991). *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*. *Review of Economic Studies* 58: 277-97.

Arellano, M., Bover, O. (1995). *Another look at the instrumental variables estimation of error components models*. *Journal of Econometrics* 68: 29-51.

Arellano, M., Bond, S. (1998). *Dynamic Panel data estimation using DPD98 for Gauss: A guide for users*.

Banerjee, A., Duflo, E. (2011) *Poor Economics*. Penguin Books.

Barros, R. P. de, Foguel, M. N., Ulyssea, G. (Orgs. 2006). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: Ipea. v. 1.

Becker, G. (1975) *Human Capital*. NBER, Cambridge.

Bénabou, R. (2000). *Unequal societies: income distribution and the social contract*. *American Economic Review*, v. 90, p. 96-129.

Berg, A., Ostry, J. (2011). *Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of The Same Coin?* IMF Staff Discussion Note, April. IMF

Blundell, R., Bond, S. (1998). *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

Bruno, M., Ravallion, M. and Squire, L. (1998). *Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues*. In V. Tanzi & K. Chu (Eds), *Income distribution and high-quality growth*. Cambridge, MA: MIT Press.

Chatterjee, S. (1994). “*Transitional Dynamics and the Distribution of Wealth in a Neoclassical Growth Model*”. *Journal of Public Economics*.

Daré, E. F., Hoffmann, R. (2013). Remuneração do funcionalismo público e a variação da desigualdade da distribuição da renda no Brasil de 1995 a 2009. *Economia* (Brasília), v. 14, p. 645-670.

Diniz, M. B. (2005). Contribuições ao estudo da Desigualdade de Renda entre os Estados Brasileiros. Tese (Doutorado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.

Dollar, D., Kraay, A. (2000). *Growth is good for the poor*. Washington, DC: World Bank.

Hansen, L. (1982). *Large sample properties of generalized method of moments estimators*. *Econometrica* 50(3): 1029-54.

Hoffmann, R. (2006). Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica* v. 8, n. 1, p. 55-81.

Kuznets, S. (1955). *Economic growth and income inequality*. *American economic review*, v. 45, n. 1, p. 1-28.

Marconi, N. (1997). Uma breve comparação entre os mercados de trabalho do setor público e privado. *Revista do Serviço Público*, ano 48, n.1, p. 126-146.

Mendes, M. J. (2013). Desigualdade e Crescimento: uma revisão da literatura. Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisas/CONLEG/Senado (Texto para Discussão nº 131). Disponível em: www.senado.leg.br/estudos.

Piketty, T., Saez, E. (2014) *Inequality in the long run*. *Science*.

Piketty, T. (2015). *About Capital in the Twenty-First Century*. *American Economic Review*.

Ravallion, M., Chen, S. (1997): "What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty?" *The World Bank Economic Review* 11, no. 2 357-82. <http://www.jstor.org/stable/3990232>.

Ray, D. (2006). *Aspirations, Poverty and Economic Change*. In: Banerjee, Abhijit, Benábou, Roland, Mookherjee, Dilip (2006) *Understanding Poverty*. Oxford University Press, pp. 409-422.

Roodman, D. (2009). *"How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata"*, Stata Journal, StataCorp LP, vol. 9(1), pages 86-136.

Vaz, D. V., Hoffmann, R. (2007). Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.16, n.2 (30), p. 199-232.

Windmeijer, F. (2005). *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*. *Journal of Econometrics* 126: 25-51.