

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

VINÍCIUS DIAS FANTINEL

ENSAIOS SOBRE POLARIZAÇÃO DE RENDA DO BRASIL

Porto Alegre

2017

VINÍCIUS DIAS FANTINEL

ENSAIOS SOBRE POLARIZAÇÃO DE RENDA DO BRASIL

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Junior

Porto Alegre

2017

CIP - Catalogação na Publicação

Fantinel, Vinícius Dias
Ensaio sobre polarização de renda do Brasil /
Vinícius Dias Fantinel. -- 2017.
124 f.
Orientador: Sabino da Silva Porto Junior.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2017.

1. Polarização de renda. 2. Crescimento econômico.
3. Conflitos sociais. I. Porto Junior, Sabino da
Silva, orient. II. Título.

VINÍCIUS DIAS FANTINEL

ENSAIOS SOBRE POLARIZAÇÃO DE RENDA DO BRASIL

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 02 de outubro de 2017.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Junior - Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Stefano Florissi
UFRGS

Prof. Dr. Ely José de Mattos
PUCRS

Prof. Dr. Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzafave
USP

AGRADECIMENTOS

À minha mãe, Sheyla, pelo apoio incondicional e por sempre acreditar no meu potencial, sobretudo nos momentos em que eu não acreditava ter capacidade suficiente.

Ao meu pai, Loris, pelos ensinamentos e por sempre me incentivar a me qualificar, tanto pessoalmente quanto profissionalmente.

À minha irmã, Letícia, por me influenciar a fazer o Mestrado e o Doutorado, que me abriram novas possibilidades.

Ao Cão, pelo companheirismo, afeto e dedicação.

Ao restante da família (avós, avôs, tias, tios e primos), pela convivência e apoio.

Aos colegas do Centro de Indicadores Econômicos e Sociais da FEE, pela fraterna convivência diária e parceria no trabalho.

Ao meu orientador, Prof. Sabino, pelas conversas e orientações sobre o trabalho acadêmico.

Aos membros da banca.

RESUMO

O fenômeno de polarização de renda, conceitualmente diferente das medidas convencionais de desigualdade, surgiu inicialmente nos trabalhos de Foster e Wolfson (1992) e Esteban e Ray (1994). Há basicamente duas abordagens sobre polarização, mas de modo geral, ela pode ser definida como o aparecimento ou o desaparecimento de grupos na distribuição de renda de uma determinada população. Segundo Chakravarty (2010), a ocorrência de conflitos sociais está associada positivamente à polarização econômica, ou seja, quanto maior a polarização, mais elevada é a insatisfação social, culminando em índices mais elevados de violência e criminalidade. A polarização de renda também está associada ao crescimento econômico. Autores como Ezcurra (2009), Chakravarty (2010) e Brzezinski (2013) destacaram que o fenômeno da distribuição de renda que afeta o crescimento econômico não é a desigualdade, mas sim a polarização. Esta tese é composta por três ensaios acadêmicos. Os objetivos do primeiro ensaio foram mensurar e analisar a evolução e mudanças nos índices de polarização de renda propostos por Wolfson (1994) e Duclos, Esteban e Ray (2004) para o Brasil e suas regiões. Os resultados indicaram que houve redução nos índices de polarização de renda de Foster e Wolfson e de Duclos, Esteban e Ray para o País e suas cinco regiões entre 1995 e 2014. O objetivo do segundo ensaio foi testar se a polarização de renda, mensurada através de dois índices distintos, de Foster e Wolfson e de Duclos, Esteban e Ray, tem impacto sobre o crescimento econômico do Brasil e, caso houver, se o seu efeito é positivo ou negativo. Para tanto, foi utilizado o método de dados em painel para o período de 1995 a 2014, com dados das 27 unidades federativas brasileiras. Os resultados apontaram que o índice de bipolarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) possuiu uma relação negativa com o crescimento econômico para o conjunto de dados utilizados. Isso significa que uma classe média maior influencia de maneira positiva o crescimento econômico, já que quanto menos elevado é o índice P_{FW} , maior é o tamanho da classe média, e mais elevado é o crescimento econômico. Por outro lado, os índices de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) e de desigualdade de Gini não foram significativos. A finalidade do terceiro ensaio foi investigar a influência da polarização de renda sobre as taxas criminalidade no Brasil e comprovar se ela era realmente positiva. As *proxies* para criminalidade foram as taxas de homicídios intencionais e de roubos e furtos de veículos. Os resultados detectaram que o índice de polarização de Duclos Esteban e Ray (P_{DER}), assim como o de Gini, possuíram impactos positivos sobre as taxas de homicídios intencionais e de roubos e furtos de veículos, enquanto que a medida de polarização Foster e Wolfson (P_{FW}) mostrou relação positiva significativa apenas para as taxas de homicídios intencionais.

Palavras-chave: Polarização de renda. Crescimento econômico. Conflitos sociais.

ABSTRACT

The phenomenon of income polarization, conceptually different from conventional measures of inequality, first appeared in the studies of Foster and Wolfson (1992) and Esteban and Ray (1994). There are essentially two approaches to polarization, but in general it can be defined as the appearance or disappearance of groups in the income distribution of a given population. According to Chakravarty (2010), the occurrence of social conflicts is positively related to economic polarization, that is, the greater the polarization, the higher it is to social discontent, culminating in higher rates of violence and crime. Income polarization is also related to economic growth. Authors such as Ezcurra (2009), Chakravarty (2010) and Brzezinski (2013) have pointed out that the phenomenon of income distribution that affects economic growth is not inequality but polarization. This thesis consists of three academic essays. The purpose of the first essay were to measure and analyze the evolution and changes in the income polarization measure proposed by Wolfson (1994) and Duclos, Esteban and Ray (2004) for Brazil and its regions. The results showed that there was a reduction in Foster and Wolfson and Duclos, Esteban and Ray income polarization indices for the Country and its five regions between 1995 and 2014. The purpose of the second essay was to test whether the income polarization, measured by two different measures, by Foster and Wolfson and Duclos, Esteban and Ray had an impact on Brazilian economic growth, and if so, whether its effect is positive or negative. For that, the panel data method was used for the period 1995-2014, with data from the 27 Brazilian federative units. The results showed that Foster and Wolfson bipolarization index (P_{FW}) had a negative relation with economic growth for the dataset used. This means that a larger middle class has positive influence on economic growth, since the lower the P_{FW} index, the larger the size of the middle class, and the higher the economic growth. On the other hand, Duclos, Esteban and Ray (P_{DER}) and Gini measures were not significant. The purpose of the third essay was to investigate the influence of income polarization on crime rates in Brazil and to verify if it was indeed positive. *Proxies* for crime were the intentional homicide and theft and robbery of vehicles rates. The results showed that the Duclos Esteban and Ray polarization measure (P_{DER}), as well as Gini, had positive impacts on intentional homicide and theft and robbery of vehicles rates, while the Foster and Wolfson polarization measure (P_{FW}) showed a positive and significant relationship only to intentional homicide rates.

Keywords: Income polarization. Economic growth. Social conflicts.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Segunda curva de polarização de Foster e Wolfson (1992).....	21
Figura 2 - A medida de bipolarização baseada na curva de Lorenz	23
Figura 3 - Representação do axioma 1 de Duclos, Esteban e Ray (2004).....	29
Figura 4 - Representação do axioma 2 de Duclos, Esteban e Ray (2004).....	29
Figura 5 - Representação do axioma 3 de Duclos, Esteban e Ray (2004).....	30
Figura 6 - Índice de Gini (G) – renda domiciliar <i>per capita</i>	44
Figura 7 - Índice de Gini (G) – renda de todos os trabalhos	45
Figura 8 - Índice de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) – renda domiciliar <i>per capita</i>	47
Figura 9 - Índice de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) – renda de todos os trabalhos....	49
Figura 10 - Índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) – renda domiciliar <i>per capita</i>	51
Figura 11 - Índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) – renda de todos os trabalhos	53
Figura 12 - Índice de polarização de Esteban, Gradín e Ray (P_{EGR}) – renda de todos os trabalhos	56
Figura 13 - Taxas de crescimento anuais do volume do PIB entre 1996 e 2014 (Brasil)	66
Figura 14 - Taxas de crescimento anuais do volume do PIB <i>per capita</i> , em volume, entre 1996 e 2014 (Brasil)	67
Figura 15 - Relação entre crescimento econômico e mudanças no índice de Gini (Unidades Federativas)	76
Figura 16 - Relação entre crescimento econômico e mudanças no índice de polarização de Foster e Wolfson (Unidades Federativas)	77
Figura 17 - Relação entre crescimento econômico e mudanças no índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray (Unidades Federativas).....	77
Figura 18 - Taxas de homicídios intencionais cometidos no Brasil (2004-2015) - por 100 mil habitantes.....	103

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas (Brasil) – renda domiciliar <i>per capita</i>	38
Tabela 2 - Estatísticas Descritivas (Sul) – renda domiciliar <i>per capita</i>	39
Tabela 3 - Estatísticas Descritivas (Sudeste) – renda domiciliar <i>per capita</i>	39
Tabela 4 - Estatísticas Descritivas (Centro-Oeste) – renda domiciliar <i>per capita</i>	39
Tabela 5 - Estatísticas Descritivas (Nordeste) – renda domiciliar <i>per capita</i>	40
Tabela 6 - Estatísticas Descritivas (Norte) – renda domiciliar <i>per capita</i>	40
Tabela 7 - Estatísticas Descritivas (Brasil) – renda de todos os trabalhos	41
Tabela 8 - Estatísticas Descritivas (Sul) – renda de todos os trabalhos	42
Tabela 9 - Estatísticas Descritivas (Sudeste) – renda de todos os trabalhos	42
Tabela 10 - Estatísticas Descritivas (Centro-Oeste) – renda de todos os trabalhos	42
Tabela 11 - Estatísticas Descritivas (Nordeste) – renda de todos os trabalhos	43
Tabela 12 - Estatísticas Descritivas (Norte) – renda de todos os trabalhos.....	43
Tabela 13 - Anos de valores máximos e mínimos de P_{DER} – renda de todos os trabalhos.....	54
Tabela 14 - Valores dos índices G , P_{FW} , P_{DER} e $\Delta\%$ PIB <i>per capita</i> (para o Brasil)	74
Tabela 15 - Correlações entre G , P_{FW} ou P_{DER} e $\Delta\%$ PIB <i>per capita</i> (para o Brasil)	74
Tabela 16 - $\Delta\%$ G , $\Delta\%$ P_{FW} , $\Delta\%$ P_{DER} e $\Delta\%$ PIB <i>per capita</i> (Unidades Federativas).....	75
Tabela 17 - Estimacões realizadas por GMM em Sistema.....	82
Tabela 18 - Robustez dos resultados das estimacões realizadas por outros métodos (para Gini e P_{FW}).....	84
Tabela 19 - Robustez dos resultados para estimacões realizadas por outros métodos (para P_{DER}).....	85
Tabela 20 - Índices de Gini e de Foster e Wolfson	90
Tabela 21 - Índice de Duclos, Esteban e Ray (para $\alpha=0,5$ e $\alpha=1$).....	91
Tabela 22 - Estatísticas descritivas das variáveis (para variáveis relacionadas ao crescimento econômico)	91
Tabela 23 - Taxas de homicídios dolosos, roubos e furtos de veículos e latrocínios cometidos no Brasil (2011-2014) - por 100 mil habitantes	104
Tabela 24 - Taxas médias anuais de homicídios intencionais (SIM, 2004-2015) e homicídios dolosos, roubos e furtos de veículos e latrocínios (SINESP, 2011-2014) cometidos nas unidades federativas brasileiras (2011-2014) - por 100 mil habitantes.....	105
Tabela 25 - Correlacão entre as taxas médias anuais dos diferentes tipos de crimes.....	106

Tabela 26 - Estimacões realizadas por Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleat3rios (EA) para a vari3vel dependente homic3dios intencionais do SIM (ln_homSIM).....	113
Tabela 27 - Estimacões realizadas por Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleat3rios (EA) para a vari3vel dependente homic3dios dolosos do SINESP (ln_homSINESP)	115
Tabela 28 - Estimacões realizadas por Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleat3rios (EA) para a vari3vel dependente roubos e furtos de ve3culos do SINESP (ln_veic)	116
Tabela 29 - Estat3sticas descritivas das vari3veis (para a vari3vel dependente ln_homSIM)	120
Tabela 30 - Estat3sticas descritivas das vari3veis (para vari3veis dependentes ln_homSINESP e ln_veic)	121

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	MENSURAÇÃO E EVOLUÇÃO DA POLARIZAÇÃO DE RENDA NO BRASIL E SUAS REGIÕES (1995-2014).....	13
2.1	INTRODUÇÃO.....	13
2.2	MENSURAÇÃO DA POLARIZAÇÃO	16
2.2.1	Bipolarização	18
2.2.2	Medidas de polarização com mais de dois grupos.....	25
2.2.3	Estudos empíricos sobre polarização de renda.....	32
2.3	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS E DADOS.....	35
2.4	RESULTADOS	37
2.4.1	Estatísticas descritivas	37
2.4.2	Índice de Gini.....	43
2.4.3	Índice de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW})	46
2.4.4	Índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}).....	50
2.4.5	Possíveis causas das quedas na desigualdade e na polarização de renda do Brasil	56
2.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	58
2.6	REFERÊNCIAS	59
3	INFLUÊNCIA DA POLARIZAÇÃO DE RENDA SOBRE O CRESCIMENTO ECONOMICO BRASILEIRO	63
3.1	INTRODUÇÃO.....	63
3.2	CRESCIMENTO ECONÔMICO BRASILEIRO RECENTE	64
3.3	RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO.....	67
3.4	INFLUÊNCIA DA POLARIZAÇÃO DE RENDA SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO.....	70
3.4.1	Literatura teórica e empírica	70
3.4.2	Resultados iniciais	73
3.5	METODOLOGIA E DADOS	78
3.5.1	Modelo e dados	78

3.5.2	Técnicas de estimação	80
3.6	RESULTADOS	81
3.7	CONSIDERAÇÕES FINAIS	85
3.8	REFERÊNCIAS	86
3.9	APÊNDICE A - VALORES DOS ÍNDICES DE GINI, DE FOSTER E WOLFSON E DE DUCLOS, ESTEBAN E RAY UTILIZADOS NAS ESTIMAÇÕES	90
3.10	APÊNDICE B - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS	91
4	POLARIZAÇÃO DE RENDA E CONFLITOS SOCIAIS: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL	92
4.1	INTRODUÇÃO.....	92
4.2	RELAÇÃO ENTRE POLARIZAÇÃO E CONFLITOS SOCIAIS	93
4.2.1	Teoria.....	93
4.2.2	Estudos empíricos.....	97
4.3	CONFLITOS SOCIAIS NO BRASIL	100
4.3.1	Dados de atividades criminais para o Brasil.....	101
4.3.2	Variáveis que podem explicar a criminalidade	107
4.4	MODELO E MÉTODOS PARA ESTIMAÇÃO	108
4.4.1	Modelo	108
4.4.2	Métodos para estimação	110
4.5	RESULTADOS	112
4.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	117
4.7	REFERÊNCIAS	117
4.8	APÊNDICE A - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS	120
5	CONCLUSÃO	122
	REFERÊNCIAS	124

1 INTRODUÇÃO

O conceito de polarização de renda apareceu primeiramente nos trabalhos de Foster e Wolfson (1992) e Esteban e Ray (1994). Existem basicamente duas abordagens distintas sobre polarização; não obstante, as duas abordagens estão relacionadas à divisão da distribuição de renda em grupos de indivíduos.

As medidas de polarização devem possuir três características:

- a) a polarização depende do número de grupos, de modo que, quando há um pequeno número de grupos, a polarização deve ser baixa;
- b) com dois ou mais grupos, a polarização se eleva quando a dispersão dentro de um mesmo grupo é diminuída; e
- c) a polarização aumenta quando as distâncias entre diferentes grupos crescem.

A segunda característica mostra que o conceito de polarização é diferente do conceito tradicional de desigualdade, uma vez que, quando a dispersão intra-grupo se reduz, a polarização aumenta ao passo que a desigualdade diminui.

A primeira abordagem de polarização a considera um fenômeno entre apenas dois grupos (bipolarização), com a mediana de renda os dividindo. Foster e Wolfson (1992, 2010) destacaram que quanto maior a bipolarização de renda, menor seria o tamanho da classe média, já que existiria um maior afastamento entre os dois grupos na distribuição.

De acordo com a segunda abordagem de polarização, a sociedade pode ser dividida em diversos grupos, existindo duas forças atuando conjuntamente: de identificação entre os indivíduos do mesmo grupo e de alienação entre indivíduos de grupos diferentes. A noção de polarização desenvolvida por Esteban e Ray (1994) não se limita à renda, pois os grupos podem ser estabelecidos de acordo com outras variáveis, tais como riqueza, religião ou etnia. Para essa abordagem, as sociedades mais polarizadas estão mais predispostas a serem mais violentas e, por conseguinte, estão relacionadas a maior incidência de conflitos sociais.

A polarização de renda também está associada ao crescimento econômico. Ezcurra (2009) e Brzezinski (2013) apontaram que o crescimento econômico é influenciado negativamente pela polarização de renda, pois uma polarização mais alta favorece as sociedades a se tornarem mais instáveis socialmente e politicamente, prejudicando o mercado e as relações trabalhistas, o que pode influenciar negativamente a produtividade agregada.

Essa tese será composta por três ensaios acadêmicos sobre o tema polarização de renda no Brasil. No primeiro ensaio, serão apresentados os conceitos e as implicações das

duas abordagens de polarização, além da mensuração, da análise da evolução dos índices de polarização de renda propostos por Wolfson (1994) e Duclos, Esteban e Ray (2004) para o Brasil e suas cinco regiões durante o período compreendido entre 1995 e 2014. Os resultados estimados dos índices de polarização serão também comparados ao de Gini. Duas variáveis extraídas da Pesquisa Nacional por Amostragem por Domicílios (PNAD) serão utilizadas como *proxy* para renda: renda domiciliar *per capita* e renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada.

O objetivo precípua do segundo ensaio será o de testar se a polarização de renda, mensurada através de dois índices distintos, de Wolfson (1994) e de Duclos, Esteban e Ray (2004) influenciam o crescimento econômico do Brasil e, se verdadeiro, de que maneira. Serão utilizados dados das 27 unidades federativas brasileiras para o período 1995-2014.

O terceiro ensaio verificará se, de fato, a influência da polarização de renda sobre a ocorrência de conflitos sociais no Brasil é significativa e positiva. Com esse intuito, serão utilizados painéis com dados das unidades federativas brasileiras para o período 2003-2015. As *proxies* para os conflitos sociais serão as taxas de homicídios intencionais ou dolosos e de roubos e furtos de veículos.

2 MENSURAÇÃO E EVOLUÇÃO DA POLARIZAÇÃO DE RENDA NO BRASIL E SUAS REGIÕES (1995-2014)

Resumo: O conceito de polarização de renda, tratado de modo diferente das medidas convencionais de desigualdade, surgiu inicialmente nos trabalhos de Foster e Wolfson (1992) e Esteban e Ray (1994). Há basicamente duas abordagens sobre polarização, mas de modo geral, ela pode ser definida como o aparecimento ou o desaparecimento de grupos na distribuição de renda de uma determinada população. Os objetivos principais deste trabalho foram mensurar e analisar a evolução e as mudanças nos índices de polarização de renda propostos por Wolfson (1994) e Duclos, Esteban e Ray (2004) para o Brasil e suas regiões. Os resultados indicaram que houve redução nos índices de polarização de renda de Foster e Wolfson e de Duclos, Esteban e Ray para o País e suas cinco regiões entre 1995 e 2014.

Palavras-chave: Polarização de renda. Desigualdade. Distribuição de renda.

Classificação JEL: D31, D63, O15.

Abstract: The concept of income polarization, treated differently from conventional measures of inequality, firstly appeared in the studies of Foster and Wolfson (1992) and Esteban and Ray (1994). There are essentially two approaches to polarization, but in general it can be defined as the appearance or disappearance of groups in the income distribution of a given population. The main goals of this study were to measure and to analyze the evolution and changes in the income polarization measures proposed by Wolfson (1994) and Duclos, Esteban and Ray (2004) for Brazil and its regions. The results showed that there were reductions in both indices for the Country and its five regions between 1995 and 2014.

Keywords: Income polarization. Inequality. Income distribution.

JEL Classification: D31, D63, O15.

2.1 INTRODUÇÃO

Medidas tradicionais de desigualdade, como Gini e Theil, de acordo com autores como Jenkins (1995) e Burtless (1997), não são capazes de capturar aspectos relevantes no padrão das distribuições de renda, como a existência de “picos” ou o movimento de aglutinação dos indivíduos em alguns grupos, que poderiam se concentrar no centro ou nos extremos da distribuição. Wolfson (1994) salientou que esses índices tradicionais não servem para distinguir se a população está agrupada próxima à média da distribuição ou em torno de dois ou mais polos separados. Com o surgimento das medidas de polarização, verificou-se que elas seriam capazes de levar em consideração esses aspectos.

O conceito de polarização de renda, tratado de modo diferente das medidas convencionais de desigualdade, surgiu inicialmente nos trabalhos de Foster e Wolfson (1992) e Esteban e Ray (1994). Há basicamente duas abordagens sobre polarização, mas de modo geral, ela pode ser definida como o aparecimento ou o desaparecimento de grupos na distribuição de renda de uma determinada população.

De forma genérica, Esteban e Ray (2012) apontaram que os índices de polarização devem possuir três características indispensáveis:

- a) a polarização depende de grupos, de modo que, quando há um grupo apenas, a polarização deveria ser baixa;
- b) com dois ou mais grupos, a polarização aumenta quando a dispersão dentro de um mesmo grupo é reduzida; e
- c) a polarização se eleva quando as distâncias entre diferentes grupos aumentam.

Através da segunda característica percebe-se que a noção de polarização é claramente diferente de desigualdade, já que, com uma menor dispersão intra-grupo, a polarização se eleva e a desigualdade se reduz.

A primeira abordagem trata a polarização como sendo um fenômeno entre apenas dois grupos (bipolarização), com a mediana de renda os dividindo, e está relacionada à importância da classe média para uma sociedade. Foster e Wolfson (1992, 2010) enfatizaram que quanto maior a bipolarização de renda, menor seria o tamanho da classe média, pois haveria um maior afastamento entre os dois grupos na distribuição.

Segundo Foster e Wolfson (1992, 2010), uma classe média de tamanho significativo é um fator importante para explicar o crescimento econômico e o desenvolvimento das economias industriais bem-sucedidas. A classe média fornece quantidade significativa da força de trabalho para a economia e é um mercado-chave para os produtos nacionais, além de uma grande parcela da receita fiscal de um país ser coletada direta ou indiretamente da mesma. Além disso, ela também possui um papel importante na estabilidade política das nações. Nesse sentido, Thurow (1984) destacou que uma classe média de tamanho considerável é necessária para se ter estabilidade na política e um ambiente democrático. Uma sociedade constituída apenas por ricos e pobres não possuiria um grupo mediador tanto politicamente quanto economicamente. Pressman (2007) afirmou que uma classe média de tamanho grande seria importante para todas as nações, uma vez que ela colaboraria para a prosperidade democrática e também seria necessária para se lograr um bom desempenho macroeconômico.

A segunda abordagem sobre polarização assume que a sociedade é dividida em diversos grupos, havendo duas forças: de identificação entre os indivíduos pertencentes ao mesmo grupo e de alienação entre indivíduos de grupos distintos. A concepção de polarização discutida por Esteban e Ray (1994) não se restringe à renda, já que os diversos grupos podem ser definidos de acordo com outras variáveis, tais como riqueza, religião ou etnia. Essa

abordagem propõe que sociedades mais polarizadas estão mais propensas ao surgimento de violência, tensões e conflitos sociais e guerras civis.

Esteban e Schneider (2008) ressaltaram que a ocorrência de conflitos numa sociedade está associada a diversos tipos de polarização, tais como econômica (renda e riqueza), social, étnica ou política. Ademais, afirmaram que são os grupos ao invés dos indivíduos que são os atores sociais decisivos em conflitos violentos de grandes proporções. Esse último aspecto implica que, em situações de conflito, se torna relevante observar de que forma os indivíduos se distribuem em grupos, pois, são os seus interesses divergentes que determinarão como deverão atuar para atingir os seus objetivos. Nesse contexto, a polarização, ao dividir a sociedade em grupos, assume papel fundamental na ocorrência e na intensidade de conflitos sociais.

Ademais, a polarização está fortemente relacionada ao crescimento econômico. Ezcurra (2009) e Brzezinski (2013) ressaltaram que o crescimento econômico é mais afetado pela polarização que a desigualdade, pois uma maior polarização, e não uma maior desigualdade, é que tende a gerar sociedades mais instáveis socialmente e politicamente, o que abalaria o mercado e as relações trabalhistas, podendo gerar um efeito negativo na produtividade agregada.

Além das justificativas anteriormente destacadas sobre a importância em se estudar o fenômeno da polarização, deve-se entender por que estudá-la para o Brasil. Além do fato de o Brasil ser um País com evidentes desigualdades regionais e de diferentes tipologias, como de renda, étnica e de gênero, o País possui elevados níveis de criminalidade, violência e tensões e conflitos sociais. Por conseguinte, é extremamente relevante mensurar o fenômeno da polarização e analisar sua evolução no Brasil e suas regiões nas últimas décadas, já que ela pode estar relacionada à ocorrência e a intensificação de instabilidades sociais. Além do mais, uma das abordagens de polarização permite apurar se a classe média, indispensável para a prosperidade econômica e social de um País como o Brasil, aumentou ou se reduziu com o decorrer do tempo.

Os objetivos principais deste trabalho são mensurar e analisar a evolução e mudanças nos índices de polarização de renda propostos por Wolfson (1994) e Duclos, Esteban e Ray (2004) para o Brasil e suas cinco regiões durante o período compreendido entre 1995 e 2014. Além disso, as evoluções dos dois índices de polarização serão comparadas com as variações no índice de Gini. Para tanto, serão utilizadas duas variáveis extraídas da Pesquisa Nacional por Amostragem por Domicílios (PNAD): renda domiciliar *per capita* e renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada.

2.2 MENSURAÇÃO DA POLARIZAÇÃO

Em meados da década de 1980, muitos pesquisadores notaram que o tamanho da classe média parecia estar declinando nos Estados Unidos. Kuttner (1983) e Steinberg (1983) foram os primeiros a chamarem a atenção para o fato de que a tradicional classe média americana estava desaparecendo. Em seguida, Thurow (1984) apontou que estava ocorrendo um aumento na polarização da distribuição de renda e definiu a classe média como aquele grupo que possuía indivíduos com rendas entre 75% e 125% da renda mediana. Ele concluiu que o percentual dos domicílios de classe média nos Estados Unidos havia caído de 28,2% em 1967 para 23,7% em 1987. Blackburn e Bloom (1985) ampliaram a faixa de renda do meio para entre 60% e 225% da mediana de renda e perceberam que a classe média americana também decrescia para o mesmo período, de 62,4% para 55,9%. Já Levy (1987a e 1987b) observou que a parcela de renda destinada a 60% das famílias nos Estados Unidos que se encontravam no meio da distribuição permaneceu notavelmente constante desde 1945, possuindo entre 52 a 54% do total da renda.

Para o Canadá, Myles, Picot e Wannell (1988) encontraram um leve declínio no tamanho da classe média durante o período entre 1981 e 1986. Leckie (1988) observou um modesto declínio na classe média entre 1971 e 1981, sendo a classe média definida entre 85% e 115% da mediana da renda salarial. Wolfson (1989) notou que a parcela da população entre 75% e 115% da renda mediana estava se reduzindo continuamente, de 39,3%, em 1967, para 30,8%, em 1986, o que indicou que a distribuição de renda poderia estar se tornando polarizada no Canadá.

A maioria das abordagens que buscam “mensurar o meio” baseia-se no “espaço da renda”; assim, a classe média é definida nesse espaço. Exemplos são os trabalhos de Thurow (1984) e Blackburn e Bloom (1985). Esses autores selecionaram uma faixa de renda em que os limites inferior e superior são percentuais da mediana e observaram qual o percentual da população estava contido nesse intervalo de renda.

Levy (1987a, 1987b), por outro lado, definiu a classe média no “espaço da população”. Nesse caso, o autor verificou qual a parcela de renda recebida por um grupo da população, o qual definiu como classe média. Esse grupo era composto por indivíduos que estavam entre o 20º e o 80º percentis da população. Foster e Wolfson (1992, 2010) criticaram essa medida, pois qualquer distribuição simétrica teria o mesmo tamanho de classe média utilizando a abordagem de Levy, o que tornou essa abordagem falha em analisar a dispersão

da distribuição de renda¹. Por esse motivo, Foster e Wolfson (1992, 2010) defenderam que a abordagem utilizada por Thurow (1984) e Blackburn e Bloom (1985) era mais convincente que a usada por Levy. Contudo, havia arbitrariedade na escolha dos limites inferior e superior da mediana de renda que definiam a classe média². Portanto, como a seleção do tamanho do intervalo que definia a classe média era essencialmente arbitrária, qualquer número de alternativas seria igualmente justificável. Se uma dessas alternativas conduzisse a resultados contraditórios, isso enfraqueceria os resultados obtidos pela faixa de renda escolhida e tornaria suas conclusões pouco confiáveis.

Através da comparação entre duas distribuições de renda, uma bimodal e outra simétrica, Wolfson (1994) demonstrou que as parcelas de renda de diversos grupos em quantis situados no meio das distribuições não eram consistentes com qualquer formalização sensata do conceito de polarização ou de desaparecimento da classe média. A distribuição bimodal era mais polarizada, mas menos desigual que a simétrica. Isso decorria do fato de que a distribuição bimodal pode ser derivada da distribuição uniforme³. Isso significa, segundo Wolfson (1994) que um maior número de artigos pretendendo analisar se estaria havendo redução ou não na classe média, que usassem indicadores de desigualdade como parcelas quintílicas, não seriam totalmente capazes de detectar o fenômeno que estariam querendo estudar. Além disso, estatísticas que considerem a parcela da população com renda “próxima do meio” não são necessariamente consistentes com a definição de polarização.

Para solucionar os problemas das medidas anteriores, Foster e Wolfson (1992, 2010) e Wolfson (1994) forneceram um método em que as várias abordagens usadas para definir e mensurar a classe média podem ser comparadas. Como sua metodologia divide uma população em dois grupos, passou a ser denominada bipolarização, e é uma das abordagens existentes para se mensurar a polarização de renda. Sob outra perspectiva, Esteban e Ray (1994) desenvolveram uma abordagem mais geral de polarização. Além de não precisar ser utilizada apenas para a variável renda, ela separa uma determinada população em mais de dois grupos.

¹ Para maiores detalhes, consultar Foster e Wolfson (2010), p. 254.

² Sendo m a mediana de renda, m_L é o limite inferior (geralmente entre 50 e 75% de m) e m_H o limite superior (geralmente entre 115 e 225% de m).

³ A explicação em detalhes se encontra em Wolfson (1994, p. 354).

2.2.1 Bipolarização

Um grupo de medidas trata a polarização como sendo fundamentalmente um fenômeno entre dois grupos, com a mediana de renda os dividindo. Índices de bipolarização foram desenvolvidos por Foster e Wolfson (1992) e Wolfson (1994), Wang e Tsui (2000), Chakravarty e Majumder (2001), Rodriguez e Salas (2003) e Chakravarty et al. (2007), entre outros.

Os primeiros estudos acerca de bipolarização foram realizados por Foster e Wolfson (1992) e Wolfson (1994), responsáveis por fornecer um método capaz de associar o nível de polarização ao tamanho da classe média, já que uma sociedade teria uma classe média maior quando a sua distribuição de renda fosse menos polarizada. Isso ocorre devido ao método dividir uma população em apenas dois grupos. Um maior distanciamento entre esses os dois grupos aumenta a polarização e, conseqüentemente, reduz o tamanho da classe média.

De acordo com essa abordagem, há duas curvas de polarização, indicando quando uma distribuição tem inequivocadamente mais polarização que outra. A primeira curva está relacionada ao aspecto da polarização chamado de aumento na dispersão (“increased spread”). Ela permite classificar uma distribuição de renda acima de outra em termos de polarização quando, sem importar qual a faixa de renda ao redor da mediana é escolhida, a faixa de rendas (ou dispersão) necessária para capturar todas as famílias é maior. A segunda curva de polarização incorpora também o elemento aumento na bipolaridade (“increased bipolarity”). Ela se baseia na noção da distância média em relação à renda mediana, classificando uma distribuição acima de outra em termos de polarização quando essa distância média é maior para qualquer faixa de famílias em relação à mediana.

Então, para construir do seu índice de polarização, Foster e Wolfson (1992, 2010) optaram por uma medida baseada na segunda curva de polarização de modo similar que o coeficiente de Gini é baseado na curva de Lorenz. Podem ser identificados dois movimentos na distribuição conduzindo a aumentos na polarização.

O primeiro é um movimento em que há o afastamento de grupos do centro da distribuição, que pode ser denominado aumento na dispersão. Esse é o caso de um rico se tornando mais rico e de um pobre se tornando mais pobre, resultando em uma distribuição, preservadora da média, com um maior hiato entre os dois grupos. Transferências nos dois lados, tanto abaixo quanto acima da mediana, deslocam a população para longe do meio e, conseqüentemente, conduzem a um aumento na polarização via aumento na dispersão. Transferências em apenas um lado, do rico para o muito rico ou do muito pobre para o pobre,

movem um grupo afastando-o do meio e o outro em direção ao meio. Essa possibilidade não é coberta por essa noção de aumento na dispersão e pode ter um efeito muito diferente sobre a polarização.

O segundo movimento é denominado aumento na bipolaridade. Por exemplo, considera-se duas distribuições de renda com duas massas de indivíduos. Mas, nesse caso, não são as posições relativas de massas que são modificadas (o centro de cada massa não muda), mas sim a distribuição ao redor de cada centro é que sofre alterações. Quando a dispersão permanece inalterada e os polos se tornam mais bem definidos, a polarização aumenta via aumento na bipolaridade. Intuitivamente, uma modificação deste tipo envolve movimentos de afastamento do meio da distribuição por aqueles mais próximos ao meio e um deslocamento de tamanho igual em direção ao meio por aqueles que estão mais distantes. De acordo com o critério de aumento na dispersão, estas duas modificações deveriam “trabalhar uma contra a outra”, com a dispersão servindo para aumentar a polarização e a concentração reduzindo-a. No entanto, o critério da bipolaridade decide a questão em favor da dispersão, postulando que o efeito combinado age no sentido de aumentar a polarização global. Este critério implicitamente coloca mais peso sobre as mudanças na distribuição que ocorrem mais próximas ao seu meio.

Uma questão importante que surge é a distinção entre desigualdade e polarização. Qualquer transferência regressiva de renda (ou dispersão preservadora da média) conduz a um aumento na desigualdade, independentemente do local da distribuição em que a transferência ocorreu. Dessa forma, a polarização e a desigualdade se movem na mesma direção. Entretanto, o aumento na bipolaridade associado a um par de transferências progressivas, uma de cada lado em relação ao meio, necessariamente diminui a desigualdade. Portanto, nessa situação, polarização e desigualdade se movem em direções opostas. Consequentemente, o mais básico axioma subjacente à teoria formal da mensuração da desigualdade de renda, o Princípio Pigou-Dalton de transferências⁴, é inconsistente com o conceito de polarização.

Chakravarty (2010) destacou os axiomas para um índice de bipolarização, de forma semelhante ao que realizaram Wang e Tsui (2000), Chakravarty e Majumder (2001) e Chakravarty et al. (2007). O autor apresentou sete axiomas necessários. Cinco deles são as contrapartidas dos correspondentes axiomas das medidas de desigualdade para um índice de

⁴ Segundo esse Princípio, se uma distribuição de renda é transformada em outra através de transferências regressivas (progressivas), então a distribuição original é mais igual (desigual) que outra. Então, uma transferência regressiva (de uma pessoa mais pobre para uma mais rica) aumenta a desigualdade e a polarização. No entanto, se é realizada uma transferência progressiva (de um indivíduo mais rico para outro mais pobre), e ambos estão do mesmo lado da mediana, há uma redução na desigualdade, mas uma elevação na polarização.

bipolarização. Os cinco axiomas citados pelo autor são: normalização, invariância à escala, invariância ao deslocamento, simetria e princípio da população e continuidade⁵. Os outros dois axiomas referem-se exclusivamente à bipolarização. São o aumento da dispersão e o aumento da bipolaridade, destacados também por Foster e Wolfson (1992, 2010) e Wolfson (1994, 1997).

As duas curvas de polarização são importantes instrumentos para se analisar a distribuição de renda. Através da sua análise, é possível, graficamente, identificar pares de distribuições em que o ordenamento é inequívoco. Por exemplo, a análise da desigualdade frequentemente se inicia por verificar se uma curva de Lorenz de uma distribuição domina a outra. Entretanto, índices numéricos são as ferramentas mais comuns para se analisar uma distribuição de renda, pois resumem o aspecto de interesse em um único número e então conduzem a um completo ordenamento sobre as distribuições de renda.

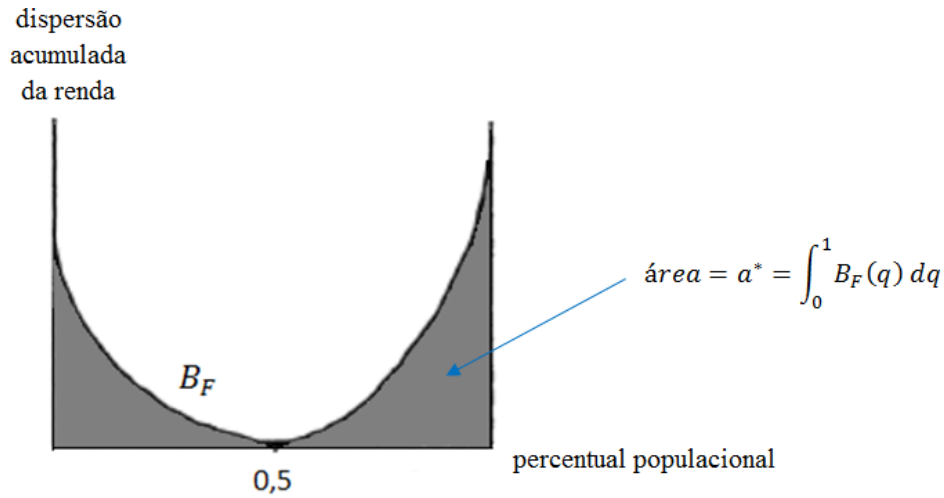
Então, Foster e Wolfson (1992, 2010) propuseram uma medida de polarização representada por duas vezes à área sob a segunda curva de polarização, a qual pode ser visualizada na figura 1. Assim, o índice de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) pode ser definido da seguinte maneira:

$$P_{FW} = 2 \int_0^1 B_F(q) dq, \quad (2.1)$$

onde F é a frequência acumulada, q representa uma quantidade populacional e B_F representa a segunda curva de polarização.

⁵ A normalização garante que o índice é zero para uma distribuição perfeitamente igual. Pelo axioma da invariância à escala, se todas as rendas são escalonadas por um mesmo coeficiente positivo, o índice permanece o mesmo. Pelo axioma da invariância ao deslocamento, o índice não varia se todas as rendas são incrementadas ou reduzidas pela mesma quantidade. A simetria garante que somente as rendas (e não as pessoas que as possuem) importam. Sob o princípio da população, o índice não sofre alterações se a distribuição da população é inteiramente “clonada”. Segundo o axioma da continuidade, a função que representa o índice deve ser contínua na renda.

Figura 1 - Segunda curva de polarização de Foster e Wolfson (1992)



Fonte: Adaptado de Foster e Wolfson (1992).

Toda distribuição com uma segunda curva de polarização graficamente acima de outra terá um valor mais elevado no índice P_{FW} . Quando as curvas de polarização se cruzam, o índice de bipolarização decide da mesma maneira que o coeficiente de Gini faz quando há intersecção entre as curvas de Lorenz, ou seja, ele se baseia nas áreas limitadas pelas curvas.

Foster e Wolfson (1992, 2010) também lançaram mão do conceito de amplitude da distância média (A_M), o qual está relacionado ao índice de bipolarização. Assim, A_M é definida da seguinte forma:

$$A_M = \frac{(\mu^U - \mu^L)}{\mu} = 1 - 2L(0,5), \quad (2.2)$$

onde μ^U é a média de quem tem renda acima da mediana, μ^L é a média de quem tem renda abaixo da mediana, μ é a média geral e $L(0,5)$ é o valor da curva de Lorenz quando a população acumulada é de 50% do total, ou seja, representa quanto da renda foi acumulada pela metade mais pobre da população.

A amplitude média (A_M) também pode ser chamada de desvio da mediana relativa. O índice de polarização P_{FW} pode ser relacionado com a distância A_M e o índice de Gini (G). Logo,

$$P_{FW} = (A_M - G) \frac{\mu}{m}, \quad (2.3)$$

onde m é a mediana da renda.

De acordo com a equação anterior, o índice de polarização (P_{FW}) é a diferença entre A_M e G multiplicada pela assimetria positiva (μ/m), onde m é a mediana e $A_M > G$.

Quando a distribuição é simétrica ($\mu/m = 1$), o desvio da mediana relativa é representado pela soma entre a desigualdade (G) e a polarização. Já uma assimetria positiva na distribuição conduz a aumentos na medida de polarização. Um aumento em A_M faz com que desigualdade e polarização se movam no mesmo sentido: isso é consistente com o efeito de uma transferência regressiva de um lado da mediana para o outro, ocorrendo um aumento na dispersão, gerando incrementos na desigualdade e na polarização. No entanto, quando A_M é fixado (não varia), desigualdade e polarização se movem em direções opostas, como no caso da ocorrência de transferências progressivas sobre ambos os lados da mediana.

Além disso, Foster e Wolfson (1992, 2010) destacaram que índices de desigualdade são frequentemente decompostos por subgrupos populacionais em um termo representando a desigualdade entre grupos e outro representando a desigualdade intra-grupo. O coeficiente de Gini geralmente não permite uma decomposição tão simples, mas permite no caso especial onde os grupos são definidos por faixas de renda não sobrepostas. Sendo a população total dividida em dois subgrupos (o que tem renda abaixo da mediana e o acima) e o índice de Gini da distribuição total referido por G , enquanto que o do termo entre grupos é G^B e o do termo intra-grupo é G^W , tem-se:

$$G = G^B + G^W \quad (2.4)$$

O termo G^B pode ser representado pela seguinte equação:

$$G^B = 0,5 - L(0,5) = \frac{A_M}{2} \quad (2.5)$$

Por conseguinte, utilizando as equações (2.2), (2.3), (2.4) e (2.5), o índice de polarização P_{FW} pode ser representado da seguinte maneira:

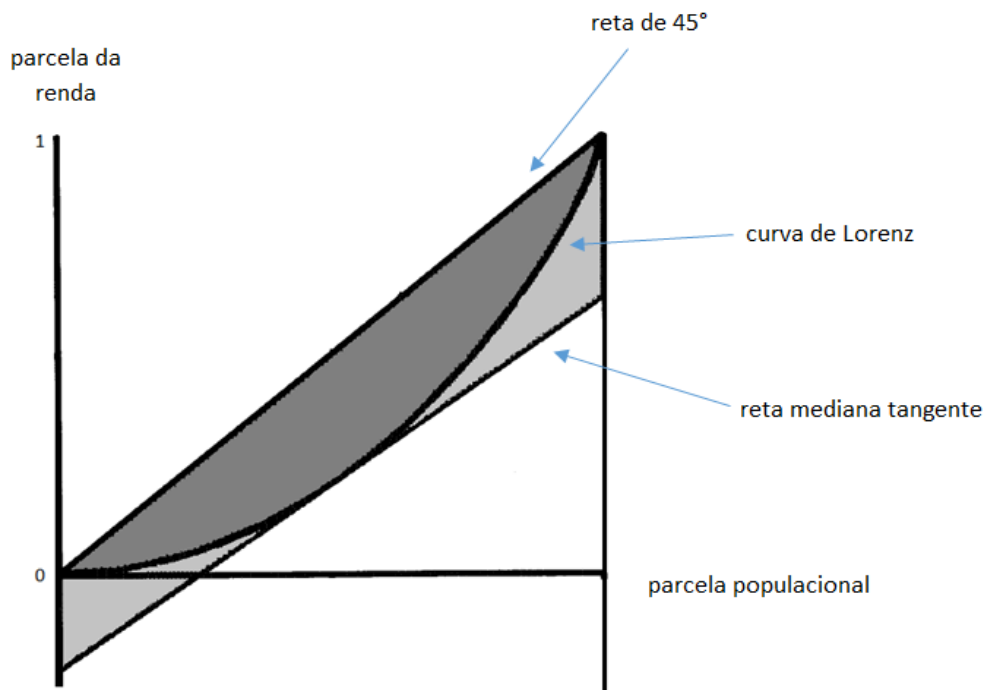
$$P_{FW} = (G^B - G^W) \frac{\mu}{m} \quad (2.6)$$

A equação (2.6) revela que o índice de polarização é representado pela desigualdade entre as metades superior e inferior da distribuição menos a desigualdade dentro dos dois subgrupos, todos mensurados pelo coeficiente de Gini e renormalizados pela mediana.

Uma vez que $G = G^B + G^W$, isso fornece uma outra indicação clara de como a desigualdade difere da polarização. Mais desigualdade entre as metades superior e inferior da distribuição tendem a aumentar tanto a desigualdade quanto a polarização. Já um maior nível de desigualdade entre grupos eleva a desigualdade total mensurada por Gini, mas reduz a polarização.

De acordo com Wolfson (1994, 1997), a segunda curva de polarização pode ter uma relação bastante próxima à curva de Lorenz. A figura 2 mostra uma típica curva de Lorenz. O adicional é a linha tangente a curva de Lorenz no 50º percentil da população, com o eixo vertical estendido para encontrá-la. Renormalizando o eixo vertical da segunda curva de polarização através da multiplicação pela razão entre a média e a mediana (μ/m), e então inclinando o eixo horizontal até ele possuir a mesma inclinação que a tangente da curva de Lorenz no 50º percentil, a segunda curva de polarização transformada é idêntica à curva de Lorenz.

Figura 2 - A medida de bipolarização baseada na curva de Lorenz



Fonte: Adaptado de Wolfson (1994, 1997).

A área sob a segunda curva de polarização (a^*), ou seja, o índice escalar de dimensionamento da polarização ou do tamanho da classe média, é uma simples transformação da área sombreada mais clara da figura 2. Especificamente, essa área é àquela delimitada pela reta mediana tangente (tangente à curva de Lorenz) e pela curva de Lorenz, e possui o valor de $(T - G/2)$, onde T é a área do trapézio limitado pela reta de 45° e a mediana tangente, que é igual a $(0,5 - L(0,5))$, ou seja, é a diferença entre 50% e a parcela de renda da metade abaixo da mediana da população. A área sombreada mais escura representa a metade do índice de Gini ($G/2$).

A área a^* é calculada por $(T - G/2)/mtan$, onde $T = 0,5 - L(0,5) = A_M/2$ e $mtan$ é a razão entre a mediana e a média ($mtan = \frac{m}{\mu}$), que é a inclinação da curva de Lorenz quando o percentil da população é o 50°. Então, como o índice de polarização é igual a duas vezes a área abaixo desta curva, tem-se o seguinte:

$$P_{FW} = 2a^* = \frac{2(0,5 - L(0,5) - \frac{G}{2})}{mtan} = 2 \frac{\mu}{m} \left(\frac{1}{2} - L(0,5) - \frac{G}{2} \right); \quad P_{FW} \in [0; 0,5] \quad (2.7)$$

A área a^* possui um valor de zero para uma distribuição de renda perfeitamente igual e um valor de 0,25 para uma perfeita distribuição bimodal com metade da população com renda zero e outra metade com renda o dobro da média (2μ), considerando a mediana igual à média. A fim de se obter um índice dentro de um intervalo similar ao de Gini, isto é, entre $[0,1]$, Wolfson (1994) redefiniu arbitrariamente P_{FW} como sendo quatro vezes a área a^* . Logo:

$$P_{FW} = 4a^* = 4 \frac{\mu}{m} \left(\frac{1}{2} - L(0,5) - \frac{G}{2} \right); \quad P_{FW} \in [0; 1] \quad (2.8)$$

Segundo Wolfson (1997), apesar da relação muito próxima entre a segunda curva de polarização e a curva de Lorenz, curvas de Lorenz que se cruzem não necessariamente implicam que as curvas de polarização de segunda ordem também se cruzarão (e vice-versa). A segunda curva de polarização depende não somente da curvatura da curva de Lorenz, mas também da inclinação da reta tangente à curva de Lorenz na sua mediana.

Essa abordagem de polarização, conforme já referida, possui estreita relação com a magnitude e a relevância da classe média para a sociedade. Para Chakravarty (2010), o principal motivo para se visualizar a polarização através dessa abordagem é que uma classe média maior e mais próspera contribui para o crescimento econômico, uma vez que, uma sociedade menos polarizada e, conseqüentemente, com menor distanciamento de renda entre ricos e pobres, coopera para uma maior estabilidade social e política. Em contraste, uma sociedade com alto grau de polarização poderia gerar conflitos e tensões sociais e rebeliões, semelhante ao que foi enfatizado por Esteban e Ray (1994).

Pressman (2007) destacou que há quatro fatores que podem explicar uma redução na classe média: questões demográficas; fatores estruturais ou microeconômicos; fatores macroeconômicos; e, por último, ausências de políticas públicas específicas. Uma possível causa demográfica para o declínio da classe média é a mudança na estrutura etária populacional, que pode ocorrer, por exemplo, através do afluxo significativo de indivíduos jovens e inexperientes no mercado de trabalho (*baby boomers*), os quais geralmente recebem

salários reduzidos e que podem ser insuficientes para fazerem parte da classe média. Mudanças estruturais também podem reduzir a classe média, como, por exemplo, através da substituição de empregos locais (que eram de classe média) por mão-de-obra estrangeira mais barata, recebendo menos que o suficiente para fazerem parte da classe média. No que diz respeito a fatores macroeconômicos, recessões geralmente ocasionam muitas demissões e exercem pressão no sentido de redução salarial, podendo conduzir também para um declínio da classe média. No que concerne a políticas públicas, a ausência de mecanismos de transferências ou subsídios pode, em algumas circunstâncias, elevar a desigualdade de renda e, inclusive, tornar o “meio” da distribuição menor.

2.2.2 Medidas de polarização com mais de dois grupos

Um outro grupo de medidas de polarização busca descrever a separação ou a aglutinação entre grupos sobre uma determinada distribuição através de mais de dois agrupamentos. Nesse sentido, Esteban e Ray (1994) desenvolveram uma noção mais geral de polarização. De acordo com essa abordagem de polarização, toda sociedade pode ser entendida como uma fusão de grupos, existindo duas forças: o sentimento de identificação entre os indivíduos pertencentes ao mesmo grupo e o sentimento de alienação entre indivíduos de grupos distintos. Indivíduos de um mesmo grupo partilham características semelhantes com outros membros do grupo, mas, em termos das mesmas características, eles são diferentes dos membros pertencentes aos demais grupos. As características podem ser renda, riqueza, etnia, religião, entre outras.

O sentimento de identificação sentido por um indivíduo é uma função crescente do número de indivíduos pertencentes ao mesmo grupo⁶ que ele. Este conceito está relacionado ao fato de que a homogeneidade intra-grupo aumenta a polarização. Um indivíduo também sente alienação em relação a outros que estão afastados dele. Este conceito trata do fato de que a heterogeneidade entre grupos gera incrementos na polarização.

De modo geral, a polarização de uma distribuição de uma determinada característica (por exemplo, renda) aumenta quando:

- a) há um maior grau de homogeneidade intra-grupo (maior identificação);
- b) há um maior grau de heterogeneidade entre os grupos (maior alienação); e

⁶ Quando os indivíduos são agrupados de acordo com a característica renda, os grupos podem ser denominados classes de renda.

- c) há um pequeno número de grupos de tamanho considerável. Em particular, grupos de tamanho insignificante possuem peso pequeno.

Uma hipótese assumida por Esteban e Ray (1994) é de que o sentimento de alienação é perfeitamente simétrico, ou seja, um indivíduo com renda baixa sente a mesma alienação em relação a um indivíduo com renda alta que esse último sente pelo primeiro. A alienação de um indivíduo y por outro y' pode ser denotada por $a(\delta(y, y'))$, enquanto a função $\delta(y, y')$ é simplesmente a distância absoluta $|y - y'|$. O interesse está na função denominada de antagonismo efetivo, o qual é sentido pelo indivíduo y em relação a outro y' e é dado pela função $T(I, a)$ ⁷, onde $a = a(\delta(y, y'))$ e $I = I(p)$. A função $T(I, a)$ é estritamente crescente em a sempre que $(I, a) \gg 0$. Ademais, assumiu-se que $T(I, 0) = 0$. A polarização total em uma sociedade pode ser definida como a soma de todos os antagonismos efetivos.

A medida de polarização P_{ER} é a seguinte:

$$P_{ER}(p, y, \alpha) = K \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i^{\alpha+1} p_j |y_i - y_j|, \quad (2.9)$$

para $K > 0$ e $\alpha \in (0; 1,6]$, onde as constantes K e α são os graus de liberdade, n é o número total de grupos⁸ pré-existent, y é a renda e p_i é a parcela do grupo i (onde $i = 1, \dots, n$) em relação ao total de indivíduos de todos os grupos.

O componente da alienação é dado por p_i^α e o da identificação por $|y_i - y_j|$. O parâmetro α pode ser entendido como um grau de sensibilidade na polarização. Quanto maior o seu valor, maior é o seu distanciamento de uma medida de desigualdade tradicional. Quando o seu valor é igual a zero ($\alpha = 0$), a medida de polarização se torna equivalente ao índice de Gini.

Uma das deficiências da medida de polarização P_{ER} é que se baseia em agrupamentos de renda discretos que são pertencentes a um conjunto finito em um espaço contínuo de possíveis valores de renda. Há, portanto, a desvantagem de que as medidas apresentam uma desagradável descontinuidade. Isso ocorre devido à medida P_{ER} ser baseada numa população distribuída sobre um discreto e distinto número de pontos. Ademais, de acordo com Esteban, Gradín e Ray (1997, 2009), a análise desenvolvida por Esteban e Ray (1994) é apropriada para a formação de grupos de maneira exógena, de acordo com atributos qualitativos, não havendo qualquer critério *a priori* para a separação dos grupos de acordo com variáveis quantitativas, como renda.

⁷ Os argumentos da função antagonismo efetivo são os sentimentos de identificação (I) e de alienação (a).

⁸ Um grupo, nesse contexto, é constituído por todos os indivíduos similares de acordo com alguma variável socioeconômica (como renda).

Esteban, Gradín e Ray (1999, 2007) desenvolveram uma extensão da medida de Esteban e Ray (1994) aplicada para funções de densidade e que pode ser utilizada para todos os tipos de distribuições de renda, especialmente quando elas estão na forma de densidades. Como subproduto, também derivaram a medida sugerida por Wolfson (1994), como sendo um caso especial.

Segundo Esteban, Gradín e Ray (1999, 2007), a medida P_{ER} pode capturar características dos dados que não possuem significado socioeconômico. Os autores apontaram a importância de que a população seja dividida previamente em grupos apropriados aos objetivos da análise. Portanto, a medida P_{ER} deve ser utilizada somente após a população ser reagrupada, a fim de capturar a estrutura de identificação dos grupos da sociedade. No entanto, esse reagrupamento perderia algumas das informações iniciais referentes à dispersão da população em torno dos grupos que foram tratados como grupos simples. De uma perspectiva estatística, os dados reagrupados conteriam algum grau de erro relativo (ε) à informação original. A medida estendida proposta pelos autores, denominada P_{EGR} , atua justamente na correção desse problema. Contudo, uma das limitações da medida P_{EGR} é que o número de grupos em que a população é dividida é arbitrário, pois ele é escolhido no momento do cálculo do índice.

A medida P_{EGR} é definida da seguinte forma:

$$P_{EGR}(f, \alpha, \beta) = P_{ER}(\alpha, p^*) - \beta \varepsilon(f, p^*), \quad (2.10)$$

onde β é um parâmetro livre que mede o peso que se atribui ao erro ε , $\varepsilon(f, p^*) = G(f) - G(p^*)$, $G(f)$ é o índice de Gini de toda a população e $G(p^*)$ é o coeficiente de Gini para quando a distribuição é dividida em somente dois grupos.

Então, o termo de erro $\varepsilon(f, p^*)$ é a diferença entre a desigualdade total e a desigualdade quando há apenas dois grupos na distribuição, o que representa a desigualdade intra-grupo. Logo, quanto maior a dispersão dentro de cada grupo, menor será a polarização.

Posteriormente, Duclos, Esteban e Ray (2004) redefiniram os axiomas propostos por Esteban e Ray (1994) que deveriam ser satisfeitos por um índice de polarização para variáveis contínuas. Essa nova medida permitia que os indivíduos não fossem agrupados em intervalos de renda discretos, já que o tamanho dos grupos passaria a ser estimado não-parametricamente através do uso de funções de densidade *kernel*, evitando escolhas arbitrárias no tamanho dos grupos.

Duclos, Esteban e Ray (2004) ressaltaram que os principais axiomas que foram usados para caracterizar a polarização são substancialmente diferentes que os propostos por Esteban e

Ray (1994), embora sejam similares em espírito. Os novos axiomas caracterizam uma medida de polarização que acaba por ser uma extensão natural de P_{ER} para o caso de distribuições de renda contínuas.

A hipótese fundamental implícita em toda a análise é a mesma proposta por Esteban e Ray (1994). A polarização é conduzida por duas forças que interagem: identificação com o próprio grupo e alienação em relação aos outros grupos. Os axiomas para uma medida de polarização gerarão uma forma funcional particular em que há a interação entre essas duas forças.

Quando duas distribuições de renda são comparadas, a fim de se verificar qual possui maior polarização, deve-se levar em consideração as contribuições separadas da alienação e da identificação e também o movimento conjunto dessas duas forças. O aumento na alienação está associado a aumentos nas distâncias de renda entre os grupos. Já o aumento na identificação se manifesta em grupos mais bem definidos, isto é, os pontos já altamente populosos na distribuição se tornam ainda mais populosos em detrimento dos menos populosos. Uma mudança nesse sentido produziria um aumento na variabilidade da densidade sobre toda a distribuição. Finalmente, quando as duas forças atuam conjuntamente, esses efeitos podem reforçar uma a outra ou contrabalançá-las.

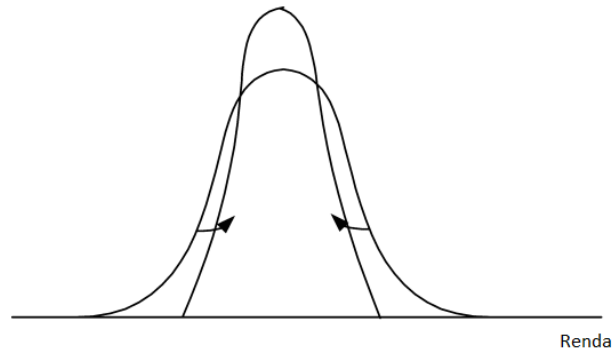
Um indivíduo com renda y sente alienação em relação a outro com renda y' e essa alienação é monotônica na distância $|y - y'|$. O indivíduo com renda y possui um sentimento de identificação que depende da densidade na renda y , denotada por $f(y)$. Assim como em P_{ER} , o interesse é na função de antagonismo efetivo do indivíduo y em relação ao y' . Pode-se descrever esta função, que é não-negativa, por $T(i, a)$, onde $i = f(y)$ é a identificação e $a = |y - y'|$ é a alienação. Além disso, assume-se que $T(i, a)$ é uma função crescente no argumento a e que $T(i, 0) = T(0, a) = 0$, da mesma forma como definidos para a medida de polarização P_{ER} . A medida de polarização proposta por Duclos, Esteban e Ray (2004) será igual à soma de todos os antagonismos efetivos, assumindo a seguinte forma:

$$P_{DER}(F) = \int \int T(f(y), |y - y'|) f(y) f(y') dy dy' \quad (2.11)$$

Os axiomas dessa medida de polarização serão baseados em funções de densidade básicas com suporte finito (*kernel*) e em reduções simétricas na dispersão da densidade, preservando a sua média (*squeeze*). Um *squeeze* é, portanto, uma transformação que gera um estreitamento da função de densidade básica (f).

Foram estabelecidos quatro axiomas para a medida de polarização P_{DER} . O axioma 1 revela que se uma distribuição é composta por uma densidade básica, então um *squeeze* da densidade não pode aumentar a polarização. Essa transformação corresponde a uma contração global de qualquer densidade básica, o que não permite que ela aumente a polarização.

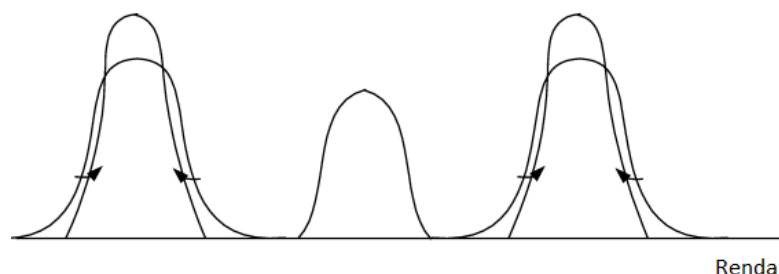
Figura 3 - Representação do axioma 1 de Duclos, Esteban e Ray (2004)



Fonte: Adaptado de Duclos, Esteban e Ray (2004).

Conforme o axioma 2, se uma distribuição simétrica composta por três densidades básicas com suportes disjuntos sofrer um duplo *squeeze* nas suas densidades laterais, então a polarização não pode se reduzir. Esse duplo *squeeze* é “local” (ao contrário de um *squeeze* “global” sobre toda a distribuição referido no axioma 1). Contudo, esse duplo *squeeze* reduzirá a desigualdade, evidenciando as diferenças entre polarização e desigualdade. Esse axioma é similar à propriedade do aumento na bipolaridade destacado por Foster e Wolfson (1992, 2010), Wolfson (1994) e Wang e Tsui (2000).

Figura 4 - Representação do axioma 2 de Duclos, Esteban e Ray (2004)



Fonte: Adaptado de em Duclos, Esteban e Ray (2004).

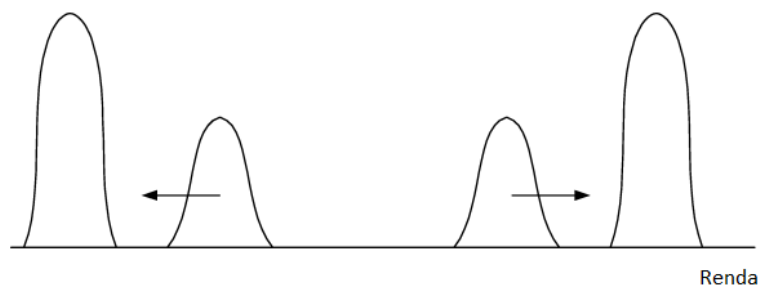
Esteban e Ray (2012) ressaltaram que um *squeeze* é um tipo de transformação que “globalmente contrai” o suporte de uma distribuição em direção a sua média. Isso tem que ser contrastado com as transferências progressivas de Dalton, que podem concentrar densidades

ao redor de quaisquer pontos no suporte da distribuição. Os axiomas da teoria de mensuração da desigualdade falham na distinção entre convergência à média global e em agrupamentos ao redor de ambientes locais. Isso significa que qualquer medida de polarização deve ser de natureza global, de um modo que as medidas de desigualdade não o são.

Em relação ao axioma 2 de P_{DER} e o axioma equivalente para a bipolarização (aqui chamado de 2B) é que, para o último, ele é definido com respeito ao aumento da bimodalidade na distribuição. Para Duclos, Esteban e Ray (2004), o axioma 2 é aplicado quando o agrupamento está próximo a certas partes da distribuição, mas não há a hipótese de que se está indo diretamente aos dois polos da distribuição.

O axioma 3 afirma que, se considerarmos uma distribuição simétrica composta por quatro densidades com suportes disjuntos, então um deslocamento das duas densidades centrais da distribuição para as laterais (uma para cada lado que está mais próxima) faz com que a polarização aumente.

Figura 5 - Representação do axioma 3 de Duclos, Esteban e Ray (2004)



Fonte: Adaptado de Duclos, Esteban e Ray (2004).

Também há uma diferença em relação ao axioma 3 proposto por Duclos, Esteban e Ray (2004) e o axioma equivalente para a bipolarização. Os autores dos índices de bipolarização apresentaram a ideia com uma ênfase adicional na bimodalidade (aqui chamado de axioma 3B), afirmando que se a renda dos indivíduos é alterada para uma outra que está mais distante em relação à mediana da distribuição⁹, então a polarização aumenta.

O último axioma (axioma 4) é um simples princípio de invariância populacional. Ele revela que se uma distribuição possui maior polarização que outra, ela deve continuar a tê-la maior quando as populações das duas distribuições são multiplicadas ou divididas pela mesma quantidade, deixando todas as distribuições inalteradas relativamente.

⁹ Refere-se a transferências do pobre para o mais pobre e do rico para o mais rico.

Assim como os axiomas 2 e 2B são próximos em espírito, mas não são idênticos, os axiomas 3 e 3B apresentam relação similar entre eles. Esteban e Ray (2012) demonstraram que os axiomas 2B e 3B (para as medidas de bipolarização) implicam os axiomas 1, 2 e 3 propostos por Duclos, Esteban e Ray (2004). Também demonstraram que os quatro axiomas propostos pela medida P_{DER} são satisfeitos por todas as medidas de qualquer família.

Uma medida de polarização (P_{DER}), conforme descrita na equação (2.11), satisfaz os axiomas 1 a 4 se e somente se:

$$P_{DER_\alpha}(f) = \int \int f(y)^{\alpha+1} f(y') |y - y'| dy dy', \quad (2.12)$$

onde $\alpha \in [0, 25; 1]$,

Pela equação (2.12) ainda é possível obter um ordenamento completo para polarização, pois há uma faixa de valores para α . A união dos ordenamentos completos gerados por cada valor fornece uma ordem parcial para a polarização. Se $\alpha = 0$ (assim como em P_{ER}), a medida P_{DER} se torna equivalente ao coeficiente de Gini.

Já que $\alpha \in [0, 25; 1]$, a equação (2.12) pode ser reescrita. Logo, para cada função de distribuição F associada à densidade f e média μ , tem-se a seguinte equação para o índice de polarização P_{DER} :

$$P_{DER_\alpha}(F) = \int f(y)^\alpha a(y) dF(y) \quad (2.13)$$

onde:

$$a(y) = \mu + y(2F(y) - 1) - 2 \int_{-\infty}^y y' dF(y') \quad (2.14)$$

e $a(y)$ captura a alienação e $f(y)^\alpha$ a identificação.

Os axiomas para a medida de polarização P_{DER} implicam que o sentimento de identificação aumenta com o tamanho do grupo. Entretanto, menores grupos podem, muitas vezes, ser mais efetivos em obter os seus fins do que maiores grupos. Esteban e Ray (2001) demonstraram que se o conflito social surge em relação à prestação de serviços públicos, então maiores grupos são mais efetivos no agregado, embora cada indivíduo possa ser menos ativo devido ao problema *free-rider*. Logo, esse argumento é consistente com a implicação de que a identificação aumenta quando o tamanho do grupo também aumenta.

Conforme já mencionado, a abordagem proposta por Esteban e Ray (1994) e por Duclos, Esteban e Ray (2004) entende que o fenômeno da polarização está estreitamente relacionado à geração de tensões, a possibilidades de rebeliões e revoltas articuladas e à

existência de agitação social de modo geral. A polarização, seja ela econômica, social, étnica ou religiosa, está relacionada ao conflito entre grupos, pois um elevado grau de polarização tende a aumentar a probabilidade de ocorrência de conflitos e a gerar um ambiente de instabilidade social (ESTEBAN; SCHNEIDER, 2008; ØSTBY, 2008).

2.2.3 Estudos empíricos sobre polarização de renda

Foster e Wolfson (1992) foram os primeiros autores a propor um índice de polarização de renda. Nesse estudo, para o cálculo da polarização, utilizaram os dados de renda e salários para os Estados Unidos e Canadá. A variável selecionada foi renda familiar disponível por adulto equivalente referente aos anos de 1981, 1987 e 1988 e de renda salarial de 1986 e 1987. Observaram que a polarização estava em ascensão nos Estados Unidos, mas se encontrava estável ou declinante no Canadá. Uma comparação entre os dois países revelou que a renda nos Estados Unidos era mais polarizada que a do Canadá e, conseqüentemente, que a classe média era maior no Canadá que nos Estados Unidos.

Esteban, Gradín e Ray (1999) utilizaram dados de cinco países da OCDE (Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Alemanha e Suécia), aplicaram a metodologia proposta por ele nesse estudo e chegaram ao resultado que a Suécia foi o país que apresentou menor grau de polarização de renda, enquanto que os Estados Unidos apresentaram o maior nível, exceto para o ano de 1991, sendo superado pelo Reino Unido. É importante destacar que foram utilizados dados para anos selecionados entre 1974 e 2000, ou seja, o índice de polarização não foi calculado para todos os países em todos os anos no intervalo anterior.

Duclos, Esteban e Ray (2004) realizaram estimações para a medida de polarização sugerida por eles utilizando quatro valores diferentes para α (0,25, 0,5, 0,75 e 1). Utilizaram dados de 2 anos diferentes para 21 países durante o final de década de 1980 e 1990, de acordo com a sua disponibilidade. Observaram que os rankings entre os países para polarização e desigualdade eram muito semelhantes quando α era zero (igual ao Gini) e um. Entretanto, quando o parâmetro α aumentava, a correlação entre essas duas variáveis ia se reduzindo cada vez mais, fazendo com que os rankings entre os países se modificasse significativamente quando α atingia valor igual a um. Claramente, a polarização e a desigualdade são naturalmente correlacionadas, mas os autores verificaram que elas também eram empiricamente distintas para o conjunto de dados utilizado.

Os três estudos mencionados anteriormente propuseram uma medida de polarização e também a aplicaram a um conjunto de países. Além desses, outros relevantes estudos

estimaram índices de polarização de renda, entres os quais destacam-se os seguintes trabalhos: para a Espanha, Gradín (2000) e Gradín (2002); para a Rússia, Fedorov (2002); para a Argentina, Horenstein e Olivieri (2004); para o Uruguai, Gradín e Rossi (2006); para a Índia, Motiram e Sarma (2014); e para o Brasil, Figueiredo, Netto Jr. e Porto Jr. (2007), Scorzafave e Castro (2007) e Hoffmann (2008).

Gradín (2000) utilizou o índice de Esteban, Gradín e Ray (1999, 2007) e verificou que durante o período de 1973 a 1991, houve uma redução na polarização de renda na Espanha. O autor também utilizou uma outra abordagem a fim de identificar quais características poderiam estar causando a tendência de polarização na Espanha. Utilizando uma análise bipolar, o autor revelou que, para o período 1973-80, a distribuição foi menos polarizada devido às variáveis geográficas, que contribuíram significativamente para o declínio na tendência da polarização. Já para o período 1980-1991, as variáveis socioeconômicas reduziram substancialmente a sua contribuição para a bipolarização, o que pode explicar o declínio na polarização para o último período. Gradín (2002) caracterizou o período de 1973 a 1991 na Espanha como sendo de muitas reformas políticas e econômicas. Após a redemocratização no País, os gastos governamentais como parcela do PIB aumentaram significativamente entre 1975 e 1990. O autor destacou que a construção tardia do estado de bem-estar social na Espanha forneceu uma explicação razoável para o declínio tanto na polarização quanto na desigualdade de renda durante o período.

Para estimar a polarização na Rússia para o período entre 1900 e 1999, Fedorov (2002) utilizou dados de renda e consumo *per capita*. Verificou que tanto a desigualdade, mensurada via Gini, quanto a polarização, medida através dos índices de Wolfson (1994) e Esteban e Ray (1994), haviam apresentado significantes tendências de elevação no período avaliado.

De acordo com Horenstein e Olivieri (2004), entre 1998 e 2002, a Argentina testemunhou um aumento tanto da desigualdade quanto na polarização de renda. Os autores utilizaram o método de Duclos, Esteban e Ray (2004) para o cálculo da polarização. O período analisado foi de bastante instabilidade social, política e econômica para o País.

Gradín e Rossi (2006) analisaram a polarização de renda no Uruguai utilizando o método de Esteban, Gradín e Ray (1999, 2007) para o período compreendido entre 1989 e 1997. Os autores constataram que a polarização aumentou no país durante o período avaliado, a qual foi caracterizada por um declínio do tamanho da classe média acompanhado de uma ampliação das caudas da distribuição de renda do País.

Motiram e Sarma (2014) analisaram a polarização para a Índia usando como *proxy* para renda a variável de gastos em consumo por habitante para os anos de 1983, 1993-1994, 2004-2005 e 2009-2010. Estimaram os índices de polarização de Wolfson (1994), Chakravarty (2009) e Duclos, Esteban e Ray (2004) e os resultados indicaram que as medidas de polarização aumentaram a partir dos anos 1990, período em que a Índia logrou taxas elevadas de crescimento econômico.

Para o Brasil, destacam-se os trabalhos de Figueiredo, Netto Jr. e Porto Jr. (2007), Scorzafave e Castro (2007) e Hoffmann (2008).

Figueiredo, Netto Jr. e Porto Jr. (2007) buscaram descobrir a natureza das mudanças na distribuição de renda do Brasil e das suas regiões no período compreendido entre 1987 e 2003. Utilizaram como medida para polarização o índice de Duclos, Esteban e Ray (2004) e a variável utilizada para a estimação foi a renda de todos os trabalhos, fornecida pela PNAD. Segundo os autores, tanto o Brasil quanto suas cinco regiões apresentaram uma pequena redução no coeficiente de Gini, mas também um significativo aumento na polarização de renda, de um modo geral. Ressaltaram ainda que os movimentos nos grupos de renda geraram um enfraquecimento daqueles grupos intermediários, reforçando a ideia de desaparecimento da classe média.

Hoffman (2008), utilizando as metodologias Wolfson (1994) e Esteban e Ray (1994) e a variável renda *per capita* domiciliar como *proxy* para renda, demonstrou que houve uma redução na polarização para o Brasil no período entre 1987 e 2005. Também destacou que não era possível afirmar que houve um esvaziamento da classe média no período. Revelou ainda que esses resultados foram distintos daqueles obtidos por Figueiredo, Netto Jr. e Porto Jr. (2007), devido à variável utilizada pelos autores. Hoffman (2008) também aplicou a metodologia de Esteban e Ray (1994) para a variável renda de todos os trabalhos e chegou a resultados similares àqueles obtidos por Figueiredo, Netto Jr. e Porto Jr. (2007), ou seja, o índice de polarização cresceu no período analisado. Segundo o autor, a distribuição do rendimento trabalho por pessoa ocupada “[...] capta, essencialmente, a formação de “picos” na distribuição, decorrentes da tendência de as pessoas arredondarem o valor do rendimento declarado [...]” (Hoffman, 2008, p. 182), o que distorceu os resultados obtidos por Figueiredo, Netto Jr. e Porto Jr. (2007). Os índices de polarização utilizados não foram os mesmo nos dois trabalhos, mas Hoffman salientou que “[...] os dois [índices] estão captando o mesmo fenômeno” (HOFFMAN, 2008, p. 176).

Scorzafave e Castro (2007) analisaram a polarização de renda entre 1981 e 2003 com base na metodologia proposta por Esteban, Gradín e Ray (1999, 2007) e fizeram uso das

variáveis renda domiciliar *per capita* e renda domiciliar ajustada por duas diferentes escalas de equivalência como *proxies* para renda. Verificaram que houve uma ligeira queda da polarização de renda, o que acompanhou a tendência do índice de Gini. Segundo os autores, o grau de polarização se mostrou elevado quando foi comparado a outros países, como os países da OCDE estudados por Esteban, Gradín e Ray (1999, 2007). Também afirmaram que o Brasil vinha gradativamente experimentando diminuições no tamanho relativo da sua classe baixa, principalmente em favor da classe média, o que os permitiu concluir que o fenômeno do desaparecimento da classe média não vinha ocorrendo no Brasil.

2.3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS E DADOS

Nesse estudo, serão estimados três índices: o de Gini e os de polarização de renda de Wolfson (1994) e Duclos, Esteban e Ray (2004).

O índice de Gini será estimado da seguinte maneira:

$$G = 2 \int_0^1 ((p - L(p)) dp, \quad (2.15)$$

onde p é a reta de perfeita equidade (45°) e $L(p)$ é a curva de Lorenz.

O índice de Wolfson (1994) será estimado através da equação a seguir:

$$P_{FW} = 4 \frac{\mu}{m} \left(\frac{1}{2} - L(0,5) - \frac{G}{2} \right), \quad (2.16)$$

onde μ é a média, m é a mediana e $L(0,5)$ é o valor da curva de Lorenz quando a população acumulada é de 50% do total, ou seja, representa quanto da renda foi acumulada pela metade mais pobre da população e G é o índice de Gini.

Já para o cálculo do índice de Duclos, Esteban e Ray (2004), tem-se o seguinte. Para cada função de distribuição de renda F associada à função densidade f e à média μ , a equação para o índice de polarização $P_{DER\alpha}$ é a seguinte:

$$P_{DER\alpha}(F) = \int f(y)^\alpha a(y) dF(y), \quad (2.17)$$

onde
$$a(y) = \mu + y(2F(y) - 1) - 2 \int_{-\infty}^y y' dF(y') \quad (2.18)$$

O objetivo é estimar a função $P_{DER\alpha}(F)$ usando uma amostra aleatória de n observações independentes e identicamente distribuídas de renda y_i , $i = 1, \dots, n$, ordenadas por $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$. Um estimador natural de $P_{DER\alpha}(F)$ é:

$$P_{DER\alpha}(\hat{F}) = n^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{f}(y_i)^\alpha \hat{a}(y_i), \quad (2.19)$$

onde
$$\hat{a}(y_i) = \hat{\mu} + y_i(n^{-1}(2i-1) - 1) - n^{-1}(2 \sum_{j=1}^{i-1} y_j + y_i), \quad (2.20)$$

$\hat{\mu}$ é a média amostral e $\hat{f}(y_i)^\alpha$ é estimado não-parametricamente usando procedimentos de estimação *kernel*. Esses procedimentos usam uma função simétrica *kernel* $K(u)$, definida por $\int_{-\infty}^{\infty} K(u) du = 1$ e $K(u) \geq 0$.

O estimador $\hat{f}(y)$ é definido da seguinte maneira:

$$\hat{f}(y) = n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(y - y_i), \quad (2.21)$$

com $K_h(z) = h^{-1}K\left(\frac{z}{h}\right)$ e h sendo um parâmetro *bandwidth* (largura de banda).

Uma técnica comum para selecionar um *bandwidth* ótimo h^* é minimizar o erro quadrático médio do estimador, dada uma amostra de tamanho n , gerando:

$$h^* \cong 4,7n^{-0,5}\sigma\alpha^{0,1} \quad (2.22)$$

A consequência é uma distribuição livre no sentido de que todos os parâmetros anteriores podem ser estimados consistentemente sem ter que especificar a distribuição da qual a amostra é retirada.

Os índices de Gini e polarização de renda serão calculados anualmente, de 1995 a 2014, para o Brasil e suas cinco regiões. Para os cálculos, serão utilizadas as variáveis renda domiciliar *per capita* e renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada, ambas divulgadas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), que é divulgada anualmente¹⁰ pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

A variável renda domiciliar *per capita* é definida como a razão entre o total dos rendimentos domiciliares e o total dos moradores do domicílio. Essa variável é composta por todos os rendimentos: do trabalho, do capital, alugueis, pensões, aposentadorias, derivados de mecanismos de transferência de renda governamentais, etc. Essa variável geralmente é a principal utilizada para mensurar os índices tradicionais de desigualdade (como Gini) no Brasil. Também foi indicada por Hoffman (2008) como a mais indicada para mensurar o fenômeno da polarização de renda.

Já a variável renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada considera os rendimentos de pessoas com 14 anos ou mais oriundos apenas do fator trabalho. Essa variável foi a

¹⁰ Não houve pesquisa para os anos de 2000 e 2010 (anos de realização do Censo Nacional).

utilizada por Figueiredo, Netto Jr. e Porto Jr. (2007) para mensurar a polarização para o Brasil e suas regiões.

2.4 RESULTADOS

Primeiramente, serão apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis renda *per capita* domiciliar e renda de todos os trabalhos para o Brasil e suas regiões. Posteriormente, os índices de Gini e de polarização¹¹ serão exibidos para as mesmas variáveis.

2.4.1 Estatísticas descritivas¹²

Nessa seção serão exibidas as estatísticas descritivas para o Brasil e suas regiões.

2.4.1.1 Renda domiciliar *per capita*

A renda domiciliar *per capita* média brasileira atingiu R\$ 1.233,97 em 2014, valor inferior às regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste e superior às regiões Nordeste e Norte, e cresceu 48,40% no período 1995-2014, de acordo com os dados da tabela 1. As regiões Centro-Oeste (tabela 4) e Nordeste (tabela 5) foram aquelas que apresentaram os maiores crescimentos no período, de 83,38% e 65,05%, respectivamente. Já a Sudeste (tabela 3) e a Norte (tabela 6) obtiveram os dois menores crescimentos, de 45,14% e 27,11%, respectivamente. Já a região Sul (tabela 2) apresentou o terceiro maior crescimento (50,37%) na renda domiciliar *per capita* média.

A região Centro-Oeste apresentou a maior renda domiciliar *per capita* média em 2014, de R\$ 1.569,60, à frente também do Sul (R\$ 1.525,04) e do Sudeste (R\$ 1.465,60), que foram ultrapassadas devido ao elevado crescimento na renda média por habitante do Centro-Oeste. Contudo, as diferenças regionais continuaram sendo bastante significativas, já que as regiões Norte e Nordeste, que, nos anos finais da década de 90, possuíam rendas médias por habitante bastante inferiores às outras três regiões, não cresceram o suficiente para aproximar a sua renda *per capita* média das demais regiões.

¹¹ Os índices de Gini e de polarização de renda serão estimados no software *Stata* 12 através do DASP (*Distributive Analysis Stata Package*), pacote desenvolvido por Abdelkrim Araar e JeanYves Duclos.

¹² Para ser possível comparar as rendas média e mediana entre os diferentes anos, deve-se levar em consideração as variações nos preços que ocorrem anualmente. Logo, para todos os anos da série, as variáveis média e mediana foram inflacionadas a preços de 2014 (estão em valores reais de 2014).

Para se analisar o “meio” da distribuição de renda, quatro intervalos bastante utilizados na literatura foram construídos para se verificar a evolução da classe média no Brasil. De acordo com esse critério, é possível afirmar se a magnitude da classe média aumentou ou se reduziu no período. Entretanto, dependendo de qual o intervalo em relação à mediana é escolhido, os resultados são diferentes e podem ser contrastantes.

Observa-se que o percentual de todos os intervalos para representar o tamanho da classe média brasileira aumentou durante o período 1995-2014, principalmente a partir de 2003. Já em relação ao tamanho das classes médias para as regiões, é possível afirmar que, para quase todos eles, verificaram-se incrementos para as cinco regiões no período. A exceção foi para o para o intervalo 75-125%, no qual a região Norte apresentou, em 2014, uma classe média de magnitude inferior à de 1995. De maneira geral, para quase todos os anos, as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste foram as que possuíram as maiores classes médias, enquanto as regiões Norte e Nordeste, as menores.

Outra estatística relevante são os quartis de renda. Observa-se que os três primeiros quartis aumentaram, enquanto que o quarto e mais rico se reduziu, indicando uma desconcentração de renda no Brasil e suas regiões durante o período. Para o Brasil, a metade mais pobre da amostra concentrou 12,57% da renda em 1995; já em 2014, esse valor foi de 17,26%.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas (Brasil) – renda domiciliar *per capita*

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	82.246	90.372	104.013	113.224	104.737	114.239
Média (em R\$)	831,52	810,45	795,02	949,34	1.091,74	1.233,97
Mediana (em R\$)	391,50	383,35	432,52	557,38	650,08	724,00
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	22,22	21,54	21,27	23,40	25,03	26,09
75-150%	27,59	28,09	27,82	29,99	32,53	33,68
50-150%	40,83	40,94	43,42	46,01	46,78	47,41
65-225%	44,46	45,43	45,16	48,02	51,37	53,54
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	3,73	3,80	4,01	4,50	4,98	5,27
Q2	8,84	9,03	9,66	10,52	11,53	11,99
Q3	17,04	17,14	17,94	18,60	19,23	19,58
Q4	70,40	70,03	68,39	66,37	64,26	63,16

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 2 - Estatísticas Descritivas (Sul) – renda domiciliar *per capita*

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	15.088	16.477	17.970	18.472	18.054	19.117
Média (em R\$)	1.014,17	983,24	1.012,26	1.189,36	1.338,30	1.525,04
Média em relação ao Brasil	1,22	1,21	1,27	1,25	1,23	1,24
Mediana (em R\$)	504,96	511,14	573,66	717,90	846,29	1.000,00
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	21,02	20,35	25,11	28,28	29,69	26,33
75-150%	28,19	27,27	32,15	34,99	37,84	36,39
50-150%	44,38	44,19	46,21	49,55	52,35	55,12
65-225%	44,04	47,82	50,55	54,60	57,46	59,75
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	4,35	4,43	5,07	5,75	6,46	6,85
Q2	9,54	9,77	11,00	12,00	12,78	13,24
Q3	17,75	18,13	19,26	19,95	20,70	20,99
Q4	68,36	67,67	64,68	62,30	60,06	58,92

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 3 - Estatísticas Descritivas (Sudeste) – renda domiciliar *per capita*

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	29.347	31.139	32.343	34.052	30.832	34.637
Média	1.009,77	976,82	970,50	1.123,17	1.286,18	1.465,60
Média em relação ao Brasil	1,21	1,21	1,22	1,18	1,18	1,19
Mediana	500,25	511,14	509,92	639,87	758,62	873,00
Espaço renda (rel. mediana) - % pop	-	-	-	-	-	-
75-125%	19,76	20,48	23,60	26,74	28,09	29,35
75-150%	27,11	27,64	30,48	34,33	36,40	37,36
50-150%	43,02	44,65	44,81	48,41	50,81	51,42
65-225%	48,40	48,21	48,64	52,92	55,06	55,81
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	4,27	4,52	4,69	5,45	5,91	5,98
Q2	9,44	9,81	10,29	11,48	12,02	12,12
Q3	17,96	18,10	18,54	19,28	19,54	19,61
Q4	68,33	67,58	66,49	63,79	62,53	62,29

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 4 - Estatísticas Descritivas (Centro-Oeste) – renda domiciliar *per capita*

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	8.832	10.065	11.745	12.886	11.678	12.418
Média (em R\$)	855,83	888,33	933,44	1.233,85	1.381,61	1.569,38
Média em relação ao Brasil	1,03	1,10	1,17	1,30	1,27	1,27
Mediana (em R\$)	407,82	407,63	441,63	583,39	739,54	866,00
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	22,68	22,44	23,19	23,98	27,88	29,38
75-150%	28,78	29,38	29,55	30,98	35,81	36,99
50-150%	42,66	43,86	43,69	46,00	50,37	50,89
65-225%	45,05	46,10	47,09	48,10	53,23	55,20
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	4,06	4,09	4,25	4,47	5,42	5,69
Q2	8,93	8,81	9,33	9,48	10,90	11,30
Q3	16,80	16,42	16,91	16,60	17,85	18,42
Q4	70,20	70,67	69,51	69,46	65,84	64,59

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 5 - Estatísticas Descritivas (Nordeste) – renda domiciliar *per capita*

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	23.728	26.810	31.700	34.220	29.568	31.976
Média (em R\$)	513,35	520,32	507,08	641,63	755,07	847,29
Média em relação ao Brasil	0,62	0,64	0,64	0,68	0,69	0,69
Mediana (em R\$)	244,69	245,35	254,96	346,32	435,37	531,00
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	19,74	19,51	20,68	22,12	20,44	20,98
75-150%	28,84	28,82	26,79	27,77	32,47	34,70
50-150%	44,31	44,52	41,45	42,59	48,23	50,43
65-225%	48,55	47,27	46,76	49,23	52,08	53,65
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	3,98	3,87	4,04	4,43	4,78	5,28
Q2	8,92	8,73	9,38	10,13	11,05	11,91
Q3	16,44	16,18	17,80	18,67	19,57	20,38
Q4	70,66	71,22	68,79	66,78	64,60	62,43

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 6 - Estatísticas Descritivas (Norte) – renda domiciliar *per capita*

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	5.251	5.881	10.255	13.594	14.605	16.091
Média (em R\$)	707,34	634,69	592,45	692,63	826,28	899,12
Média em relação ao Brasil	0,85	0,78	0,75	0,73	0,76	0,73
Mediana (em R\$)	332,78	330,20	327,80	395,37	489,05	570,00
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	22,40	22,14	20,96	21,29	20,64	20,89
75-150%	29,61	28,29	30,37	30,88	31,54	32,95
50-150%	43,04	44,40	46,28	45,58	47,05	49,33
65-225%	46,66	45,52	49,62	49,85	51,35	50,90
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	4,18	4,38	4,84	5,03	5,04	5,57
Q2	9,26	9,53	10,49	10,96	11,28	12,04
Q3	17,02	17,64	18,91	19,64	19,84	20,70
Q4	69,54	68,45	65,76	64,37	63,84	61,70

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

2.4.1.2 Renda de todos os trabalhos

A renda de todos os trabalhos (por pessoa ocupada) brasileira, avaliada em reais de 2014, cresceu 23,27% no período 1995-2014, atingindo R\$ 1.750,50 no último ano da série, conforme a tabela 7. Da mesma maneira que para a variável renda domiciliar *per capita*, a renda média nacional de todos os trabalhos foi inferior às médias das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste e superior às das regiões Norte e Nordeste.

O Centro-Oeste, em 2014, foi a região que possuiu a maior média de renda, de R\$ 2.158,97, seguido, respectivamente, por Sudeste (R\$ 2.008,09), Sul (R\$ 1.998,83), Norte (R\$ 1.467,01) e Nordeste (R\$ 1.256,53). Em termos de crescimento de renda no período, a região Centro-Oeste (tabela 10) foi aquela que obteve o maior crescimento acumulado no período 1995-2014, de 40,03%.

Analisando o “meio” da distribuição da variável renda de todos os trabalhos para o Brasil, verificou-se que a magnitude de todos os intervalos representando o tamanho da classe média sofreu incrementos. Para as regiões, observou-se, que, houve incrementos no tamanho das suas classes médias, independentemente dos intervalos utilizados para mensurá-las. Entretanto, dependendo de quais os limites inferior e superior em relação à mediana da renda se utilizou para construir os faixas que representariam a magnitude da classe média, os ordenamentos entre as regiões se alteraram consideravelmente. Por exemplo, utilizando os intervalos 75-125% e 75-150%, as regiões Norte e Nordeste foram aquelas que possuíram uma maior classe média em 2014. Contudo, para o intervalo 50-150%, as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram uma classe média superior à das outras regiões. Isso demonstra que o uso dessas estatísticas como *proxy* para o tamanho da classe média é frágil, pois, os limites que representam os intervalos utilizados para representar o tamanho da classe média são essencialmente arbitrários.

Em relação aos quartis de renda, os três primeiros quartis aumentaram, enquanto que o último se reduziu, assim como o ocorrido para a renda domiciliar *per capita*. Para o Brasil, em 1995, a metade mais pobre da amostra concentrou 14,04% da renda; já em 2014, essa concentração foi de 19,66%.

Tabela 7 - Estatísticas Descritivas (Brasil) – renda de todos os trabalhos

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	155.145	133.422	151.992	167.062	151.734	159.720
Média (em R\$)	1.420,05	1.325,76	1.222,07	1.396,06	1.593,36	1.750,50
Mediana (em R\$)	652,50	695,15	653,79	743,17	954,24	1.000,00
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	18,16	19,48	23,06	39,43	27,95	29,47
75-150%	25,08	27,98	32,31	45,67	35,46	40,09
50-150%	38,50	44,25	52,64	51,34	58,84	57,60
65-225%	43,47	48,53	59,38	60,48	65,50	66,34
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	4,53	4,66	5,13	5,80	6,76	6,99
Q2	8,50	9,69	10,42	11,23	11,91	12,28
Q3	16,69	17,84	17,85	18,10	18,74	19,42
Q4	70,28	67,81	66,61	64,87	62,59	61,32

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 8 - Estatísticas Descritivas (Sul) – renda de todos os trabalhos

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	27.865	23.916	26.268	27.387	26.868	27.363
Média (em R\$)	1.660,02	1.540,65	1.450,98	1.622,77	1.793,40	1.998,83
Mediana (em R\$)	815,63	817,82	819,51	951,26	1.163,58	1.300,00
Média em relação ao Brasil	1,17	1,16	1,19	1,16	1,13	1,14
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	24,16	27,40	28,57	32,67	33,37	35,78
75-150%	28,82	31,69	35,11	37,08	37,23	40,51
50-150%	41,61	45,66	55,25	56,55	61,30	60,47
65-225%	44,76	50,20	58,69	56,52	60,55	62,12
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	4,51	5,28	6,01	6,80	7,72	8,09
Q2	9,36	10,68	11,40	12,09	13,07	13,49
Q3	17,69	18,67	18,76	19,25	19,99	20,57
Q4	68,44	65,38	63,83	61,85	59,22	57,85

Fonte dos dados brutos: PNAD/IBGE (2016). Elaborado pelo autor.

Tabela 9 - Estatísticas Descritivas (Sudeste) – renda de todos os trabalhos

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	56.267	46.112	47.316	51.184	45.787	49.425
Média (em R\$)	1.639,31	1.533,28	1.437,01	1.582,17	1.786,34	2.008,09
Mediana (em R\$)	815,63	817,82	783,09	891,81	1.073,52	1.200,00
Média em relação ao Brasil	1,15	1,16	1,18	1,13	1,12	1,15
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	22,89	26,44	25,44	26,49	32,26	32,77
75-150%	27,44	30,84	32,47	35,71	39,93	37,88
50-150%	39,70	44,74	54,66	57,68	62,28	61,78
65-225%	42,50	48,47	52,42	58,09	62,54	61,91
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	4,47	5,27	5,67	6,79	7,54	7,60
Q2	9,13	10,61	10,83	11,60	12,35	12,45
Q3	17,85	18,79	18,34	18,71	19,17	19,27
Q4	68,55	65,33	65,16	62,90	60,94	60,68

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 10 - Estatísticas Descritivas (Centro-Oeste) – renda de todos os trabalhos

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	16.158	15.314	17.723	19.666	17.835	18.414
Média (em R\$)	1.541,79	1.502,74	1.495,45	1.813,07	2.011,77	2.158,97
Mediana (em R\$)	652,50	715,59	728,45	891,81	1.073,52	1.200,00
Média em relação ao Brasil	1,09	1,13	1,22	1,30	1,26	1,23
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	18,85	22,68	25,67	24,63	30,50	31,23
75-150%	26,02	30,06	32,04	32,72	37,05	35,88
50-150%	40,24	46,34	55,86	56,45	60,80	59,46
65-225%	45,12	49,11	50,76	53,01	58,85	58,90
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	4,45	4,77	5,56	5,82	6,70	7,11
Q2	8,46	9,41	9,94	9,68	10,80	11,72
Q3	16,25	16,57	16,99	16,27	17,35	18,75
Q4	70,85	69,25	67,51	68,23	65,15	62,43

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 11 - Estatísticas Descritivas (Nordeste) – renda de todos os trabalhos

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	44.674	38.686	44.438	48.064	39.384	41.611
Média (em R\$)	964,39	912,51	816,87	979,39	1.169,03	1.256,53
Média em relação ao Brasil	0,68	0,69	0,67	0,70	0,73	0,72
Mediana (em R\$)	443,70	408,91	437,07	564,81	650,08	724,00
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	19,08	30,35	34,55	34,36	34,77	37,91
75-150%	27,43	34,77	39,75	41,80	44,76	44,77
50-150%	55,39	45,26	48,10	52,83	55,34	53,16
65-225%	59,84	52,40	54,67	57,04	61,17	62,35
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	5,06	4,38	4,36	4,59	5,46	5,68
Q2	8,98	9,53	11,74	12,71	13,32	13,98
Q3	15,34	16,25	17,02	17,35	17,77	18,69
Q4	70,62	69,85	66,88	65,35	63,46	61,65

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 12 - Estatísticas Descritivas (Norte) – renda de todos os trabalhos

Ano	1995	1999	2003	2007	2011	2014
Nº de observações	10.181	9.394	16.247	20.761	21.860	22.907
Média (em R\$)	1.357,79	1.173,40	1.036,04	1.207,75	1.366,37	1.467,01
Média em relação ao Brasil	0,96	0,89	0,85	0,87	0,86	0,84
Mediana (em R\$)	652,50	638,92	546,34	683,72	834,96	900,00
Espaço renda (rel. mediana) - % pop.	-	-	-	-	-	-
75-125%	19,01	24,30	34,17	38,05	40,00	40,14
75-150%	26,24	28,53	43,33	45,44	48,34	48,54
50-150%	40,86	49,82	50,93	53,84	56,75	56,18
65-225%	45,48	44,79	61,93	65,00	63,88	66,96
Quartis - % renda	-	-	-	-	-	-
Q1	4,89	5,18	6,00	6,64	6,88	7,41
Q2	8,90	9,88	11,47	12,22	12,51	13,13
Q3	16,78	18,27	18,48	18,71	19,15	20,00
Q4	69,44	66,67	64,06	62,43	61,47	59,46

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

2.4.2 Índice de Gini

O índice de Gini, por ser um indicador bastante utilizado em estudos de desigualdade em todo o mundo, será a medida utilizada nesse estudo para mensurar o grau de concentração de renda no Brasil e suas regiões. Quanto maior (menor) é o índice de Gini, maior (menor) é a desigualdade de renda.

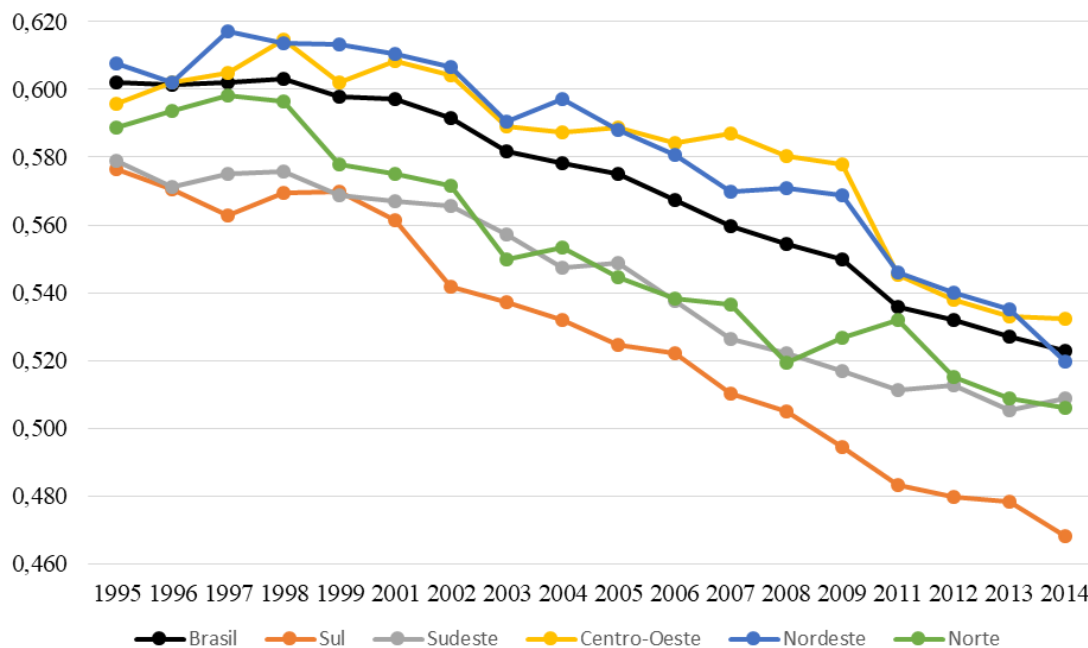
2.4.2.1 Renda domiciliar *per capita*

No período 1995-2014, o índice de concentração da renda domiciliar *per capita* de Gini se reduziu para o Brasil e também para as suas cinco regiões. Para o País, o índice saltou de 0,602, em 1995, para 0,520 em 2014, apresentando uma queda de 13,2% (0,7% ao ano),

indicando que houve uma redução na desigualdade da renda domiciliar *per capita* brasileira. Contudo, nem sempre se verificou uma tendência de queda na desigualdade nos vinte anos analisados. Entre 1995 e 1998, houve praticamente uma estagnação na desigualdade, havendo, inclusive, um leve crescimento anual no índice de Gini (de 0,1%). Apenas a partir de 1999 é que se visualiza uma tendência de queda na desigualdade no Brasil, com decréscimos anuais médios de 0,9%.

Na passagem de 1995 para 2014, observam-se duas mudanças de posições em nível regional: a Centro-Oeste passou a ter o índice mais elevado (renda mais desigual), ultrapassando a região Nordeste, enquanto que a região Sudeste passou a possuir o terceiro maior índice¹³, valor superior ao da Norte, região com a segunda renda mais igual no Brasil. A região Sul continuou possuindo o menor índice e era, portanto, aquela região do Brasil que possuía, em 2014, a menor desigualdade de renda domiciliar *per capita*. A evolução do índice para o Brasil e suas regiões pode ser visualizada na figura 6.

Figura 6 - Índice de Gini (G) – renda domiciliar *per capita*



Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

A região Sul também foi aquela que obteve a maior redução no índice de Gini em todo o período (de 18,8% ou 1,1% a.a.), o que fez com que se distanciasse ainda mais em relação

¹³ Entre 1996 a 1999, a região Sudeste era a que exibia o menor índice de Gini entre todas as regiões brasileiras. A partir de 2001, quando a região Sul passou a possuir o menor índice, as regiões Sudeste e Norte revezaram algumas vezes de colocação em relação a qual das duas regiões possuía a segunda renda mais igual no Brasil.

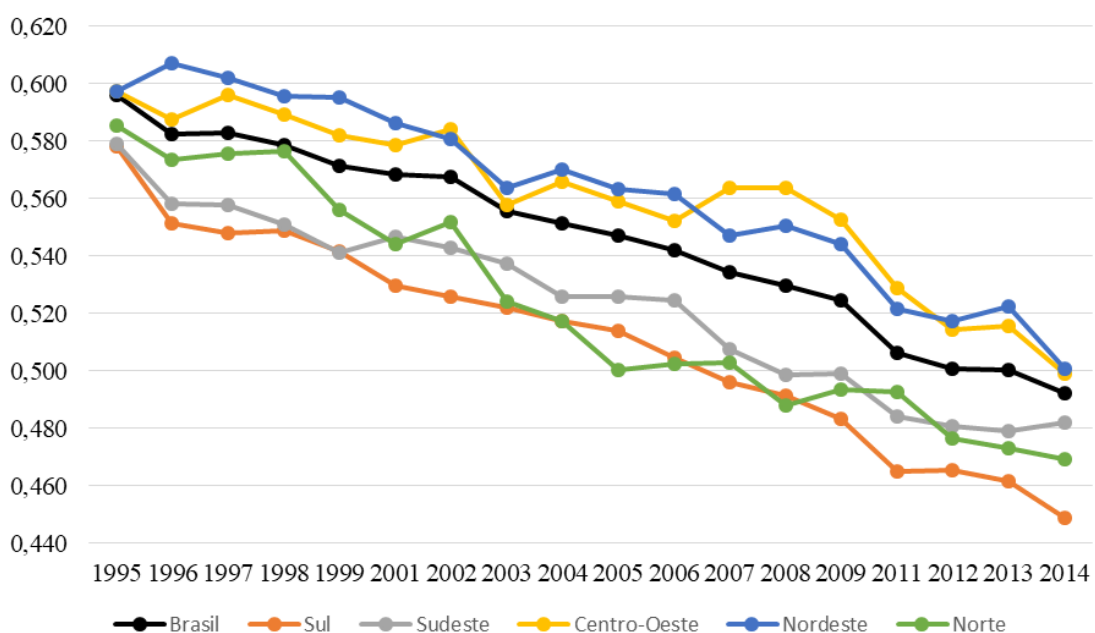
às outras regiões, significando que sua renda se tornou ainda mais igual quando comparada às demais regiões. Enquanto isso, a região Centro-Oeste foi aquela com a menor redução no indicador (10,6% ou 0,6% a.a.), demonstrando que, embora a sua renda *per capita* tenha sido a que mais cresceu no intervalo de tempo 1995-2014, esse crescimento se mostrou mais desigual quando comparado ao logrado pelas demais regiões brasileiras.

2.4.2.2 Renda de todos os trabalhos

A renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada brasileira também apresentou uma tendência na redução do índice de Gini. No entanto, diferentemente da renda domiciliar *per capita*, ocorreu tendência na queda do indicador de desigualdade desde o primeiro ano da série. A queda acumulada no índice entre 1995 e 2014 foi de 17,4% (ou 1,0% a.a.).

Similarmente ao ocorrido para a renda domiciliar *per capita*, as cinco regiões brasileiras também exibiram reduções nos seus índices de Gini no período. Além disso, para quase todos os anos da série, as regiões Centro-Oeste e Nordeste também exibiram os maiores índices de Gini (regiões com as rendas mais desiguais), ao mesmo tempo em que o Sul apresentou o menor (renda mais igual). O comportamento dos índices pode ser acompanhado através da figura 7.

Figura 7 - Índice de Gini (G) – renda de todos os trabalhos



Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Para a renda de todos os trabalhos, a região Sul também foi a que apresentou a maior redução no indicador de Gini entre 1995 e 2014 (de 22,3% ou 1,3% a.a.), enquanto a Nordeste exibiu a menor queda (de 16,1% ou 0,9% a.a.). Outra questão a ser destacada é que, em parcela significativa dos anos da série, inclusive nos seus três últimos (2012-2014), a região Norte apresentou uma renda mais igual que a Sudeste.

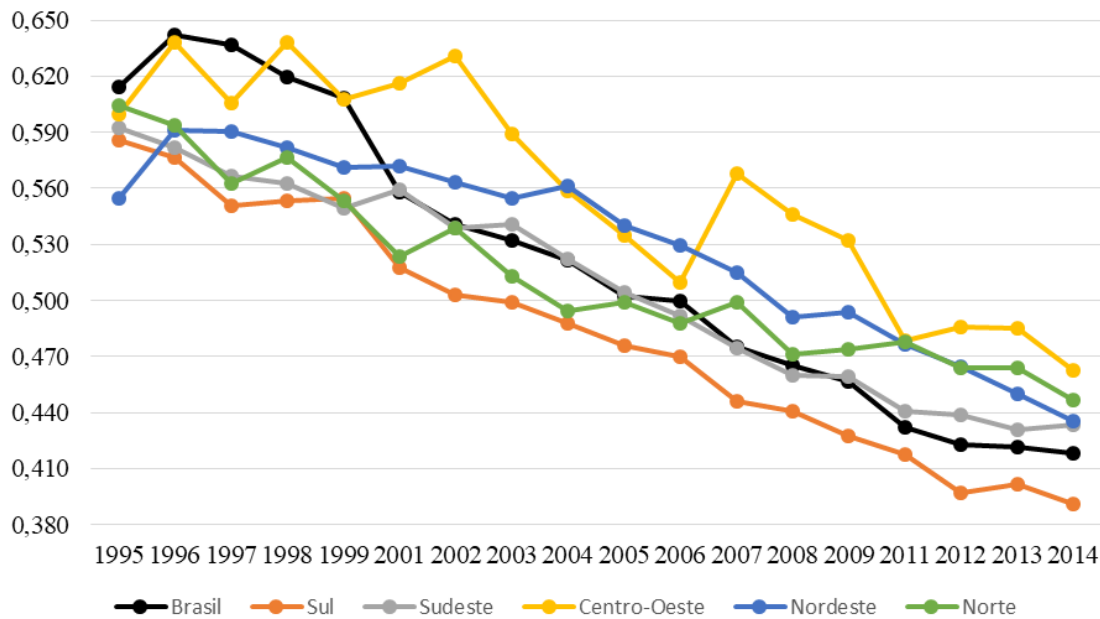
2.4.3 Índice de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW})

Para Foster e Wolfson (1992, 2010), a polarização é entendida como um fenômeno entre apenas dois grupos (bipolarização), com a mediana de renda os dividindo. Segundo essa abordagem, uma sociedade que obtiver maior polarização de renda que outra qualquer implica, de imediato, que ela possui uma classe média menor. Portanto, através dessa medida de polarização, é possível verificar se a classe média do Brasil e suas regiões aumentou ou decresceu no decorrer no tempo e ainda realizar a comparação regional. Quanto maior (menor) é o valor do índice P_{FW} , maior (menor) é a polarização de renda.

2.4.3.1 Renda domiciliar *per capita*

Quando a renda utilizada é a domiciliar *per capita*, percebe-se que ocorreu, para o Brasil, uma redução do índice de bipolarização de renda de Foster e Wolfson em quase todos anos (exceto em 1996) durante o período 1995-2014, indicando uma tendência de queda no índice. O índice, que era de 0,614 em 1995, passou para 0,418 em 2014, resultando num decréscimo de 31,9% para todo o período ou 2,0% na média anual. No entanto, esse decréscimo na bipolarização de renda brasileira não foi linear, podendo dividi-lo em três períodos. O primeiro momento foi entre 1995 e 1999, com uma redução de 0,2% ao ano no índice; o segundo, entre 1999 e 2011, caracterizou-se por uma queda anual muito mais elevada (de 2,8%); e, o terceiro, entre 2011 e 2014, foi marcado por um decréscimo anual de 1,1% (intermediário). Portanto, há uma significativa aceleração na queda da bipolarização de renda brasileira a partir de 2001.

Em nível regional, avaliando o período 1995-2014 como um todo, também é possível observar uma tendência de queda no índice P_{FW} para as cinco regiões brasileiras. Contudo, o comportamento do índice ao longo dos anos é distinto para as regiões. A evolução do índice P_{FW} para o Brasil e suas regiões pode ser visualizada na figura 8.

Figura 8 - Índice de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) – renda domiciliar *per capita*

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2106).

A região Sul foi a que apresentou a maior redução no índice P_{FW} para todo o período (de 33,2% ou 2,1% a.a.), o que fez com que região assumisse a liderança com o menor índice de bipolarização (região menos bipolarizada) a partir de 2001, ano em que a queda se acentuou, e a mantivesse até 2014.

O Sudeste, inicialmente com o terceiro menor índice P_{FW} , finalizou 2014 como o segundo menos bipolarizado. Percebe-se uma tendência de redução na bipolarização mais pronunciada, sobretudo, desde 2004.

O Nordeste, que em 1995, que possuía o menor índice P_{FW} (região menos bipolarizada), terminou 2014 com o terceiro menor valor no indicador, exibindo o menor decréscimo percentual no índice entre as cinco regiões durante todo o período (de 21,4% ou 1,3% a.a.). Após uma queda no indicador em 1996, houve um decréscimo entre 1997 e 2004 (ano em que era a região mais bipolarizada). Somente a partir de 2004 as reduções anuais na bipolarização de renda se tornaram mais proeminentes.

O Norte (segunda região mais bipolarizada em 2014) exibiu alguns pontos de inflexão na sua bipolarização de renda entre 1995 e 2014, mas com tendência de queda no índice P_{FW} desde o início da série.

A região Centro-Oeste foi a que obteve o índice de bipolarização mais elevado (região mais bipolarizada) para quase todos os anos da série analisada, exceto em 1995 e entre 2004 e 2006. Apenas a partir de 2003 é possível observar uma tendência de queda no índice P_{FW} . Em

2007, houve uma elevação significativa na bipolarização, obtendo um indicador P_{FW} inferior ao de 2006 novamente somente em 2011.

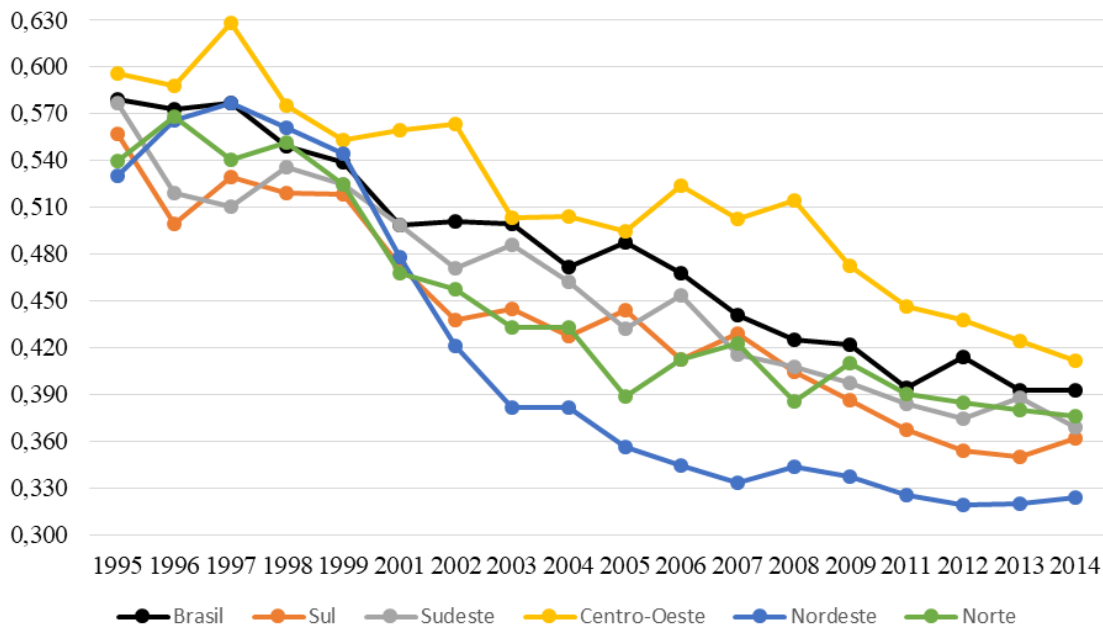
Portanto, como consequência direta da redução na bipolarização de renda ocorrida no País, ao se considerar integralmente o período 1995-2014, houve um aumento no tamanho da sua classe média. Fato similar ocorreu para todas as cinco regiões, que também apresentaram aumento no tamanho das suas classes médias durante o período. A região Sul foi a que mais reduziu o índice P_{FW} , o que colaborou para que, em 2014, apresentasse a renda menos bipolarizada e, como consequência, possuísse a maior classe média entre as cinco regiões. Já o Centro-Oeste foi a região que exibiu a menor classe média em 2014, pois exibiu o maior índice de bipolarização.

2.4.3.2 Renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada

No Brasil, também se percebe uma tendência de redução no índice de polarização de Foster e Wolfson para a renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada, caso seja considerado integralmente o período 1995-2014 na análise. O índice, que era de 0,579 em 1995, atingiu 0,393 em 2014, apontando para uma redução de 32,2% no período (ou 2,0% a.a.). Isso indica que houve uma redução na bipolarização da renda de todos os trabalhos no País e, conseqüentemente, um aumento no tamanho da sua classe média, de acordo com essa *proxy* para a renda. Não obstante, para melhor entender a evolução da polarização no Brasil, é interessante realizar a divisão em alguns períodos. Entre 1995 e 1997, houve uma relativa estagnação no indicador de bipolarização, com decréscimo de apenas 0,1% ao ano. Em contrapartida, entre 1997 e 2001 existiu uma alta queda (3,6% a.a.). O período seguinte, entre 2001 a 2005, foi caracterizado por menores taxas anuais de decréscimo na bipolarização (0,6% a.a.). De 2005 a 2011, as elevadas reduções na bipolarização voltaram a aparecer (3,5% a.a.). Já o comportamento da série entre 2011 e 2014 não indica nem tendência de queda nem de aumento na bipolarização. A partir desses diferentes movimentos do indicador de bipolarização, fica evidente a distinção entre os comportamentos das séries temporais (para o índice P_{FW}) quando são utilizadas as duas variáveis de renda, renda domiciliar *per capita* e renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada, o que ocorrerá também em nível regional, inclusive no ordenamento das regiões no que diz respeito a uma maior ou menor polarização de renda.

Similarmente ao Brasil, também houve tendência de redução nos índices de bipolarização para as cinco regiões se todo o período é levado em conta (1995-2014). As evoluções nos índices estão contempladas na figura 9.

Figura 9 - Índice de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) – renda de todos os trabalhos



Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

A região Nordeste destacou-se por melhorar significativamente seu índice P_{FW} entre 1999 e 2003, o que fez com que obtivesse o menor índice (região menos bipolarizada e com maior classe média) entre todas as regiões brasileiras desde 2002, a qual se manteve até 2014, apesar da reaproximação da região Sul nos últimos anos da série.

O Sul, segunda região menos bipolarizada em 2014, obteve uma queda expressiva na bipolarização em 2002, quando a série permaneceu relativamente estável até 2007. A partir de 2008, houve sucessivas quedas na polarização de renda até 2013, quando ocorreu uma alta em 2014.

O Sudeste exibiu tendência de redução em P_{FW} somente a partir de 1999, finalizando 2014 como o detentor da terceira maior bipolarização entre as regiões. Inicialmente (em 1995) era a quarta região mais bipolarizada do País.

O Norte apresentou tendência de decréscimo na bipolarização de renda entre 1999 e 2005. Esse último ano se mostrou o segundo ano (entre 1995-2014) com a menor bipolarização da região, com índice P_{FW} apenas levemente superior ao ano de 2008 (ano em que a região exibiu a menor bipolarização).

A região Centro-Oeste obteve os maiores índices de polarização (região mais polarizada e com menor classe média) entre as cinco regiões para todos os anos, de 1995 a 2014. Apresentou queda mais acentuada na bipolarização principalmente entre 2009 e 2014.

2.4.4 Índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER})

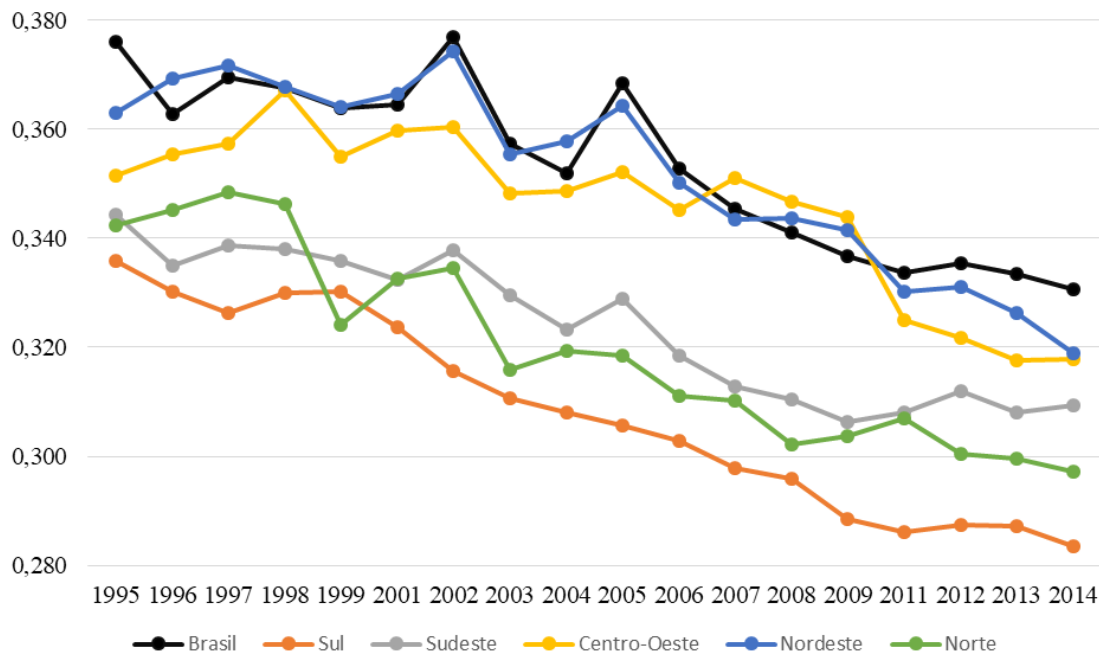
A abordagem de polarização de Duclos, Esteban e Ray (2004) assume que uma sociedade é dividida em diversos grupos e que existe entre os indivíduos pertencentes a esses agrupamentos os sentimentos de identificação (entre aqueles que pertencem ao mesmo grupo) e de alienação (entre aqueles de grupos distintos). A importância dessa abordagem decorre que, em sociedades mais polarizadas, há uma maior predisposição ao surgimento e à exacerbação de tensões e conflitos sociais.

Quanto maior (menor) é o índice P_{DER} , mais (menos) polarizada é a renda.

2.4.4.1 Renda domiciliar per capita

Analisando o período 1995-2014, somente a partir de 2006 é possível perceber uma tendência de redução no índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray para o Brasil. Entre 1995 e 2005 houve diversas oscilações no índice P_{DER} , que teve 2002 como o ano que exibiu a maior polarização em toda a série (0,377), exibindo queda média anual de 0,2%. Por outro lado, entre 2005 e 2011, a redução anual na polarização foi de 1,6% a.a., bastante superior ao período anterior. Já entre 2011 e 2014, o índice de polarização voltou a decrescer a taxas consideravelmente inferiores (0,3% a.a.). Analisando integralmente o período, o índice foi de 0,376 em 1995 para 0,331 em 2014, revelando uma queda na polarização de 12,1% no acumulado (ou 0,7% a.a.). O ano de 2014 foi o que apresentou a menor polarização de renda ($P_{DER} = 0,331$). De acordo com a figura 10, também se observa uma redução no índice P_{DER} para todas as regiões brasileiras entre 1995 e 2014.

Figura 10 - Índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) – renda domiciliar *per capita*



Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Nota: Para parâmetro de sensibilidade na polarização $\alpha=0,5$.

Assim como para o índice P_{FW} , a região Sul também foi a que exibiu a maior redução percentual no índice P_{DER} durante todo o período (de 33,2% ou 0,9% a.a.), além de possuir o índice mais baixo durante quase todos os anos¹⁴. Por outro lado, O Centro-Oeste também apresentou a menor queda no índice P_{DER} no período integral, de 15,9% (ou 0,5% a.a.), o que fez com o que a região fosse a mais polarizada durante três anos (entre 2007 e 2009) e a segunda mais polarizada no restante dos anos.

A região Nordeste iniciou a redução em maior escala no seu índice P_{DER} a partir de 2006, mas não foi o suficiente para deixar de ser a região mais polarizada do Brasil em 2014. Já o Sudeste iniciou um período de reduções na sua polarização principalmente a partir de 2002. Entretanto, entre 2011 e 2014, a região inclusive aumentou sua polarização. O ano em que o Sudeste exibiu o menor índice P_{DER} foi em 2009, finalizando 2014 como a terceira região mais polarizada do País. O Norte, por sua vez, entre 2002 e 2014, mostrou-se ser a segunda a região menos polarizada do Brasil.

De modo geral, as evoluções dos índices de polarização P_{DER} e P_{FW} para a renda domiciliar *per capita* exibiram resultados semelhantes. Uma diferença relevante foi o desempenho relativo da região Norte, principalmente nos anos de 2013 e 2014, uma que vez que passou a possuir o quarto maior índice P_{FW} , inferior apenas ao do Centro-Oeste, enquanto

¹⁴ Exceto em 1999, quando a região Norte possuiu uma menor polarização.

que o seu índice P_{DER} foi o segundo maior. Ademais, durante muitos anos, observa-se uma inversão nas posições relativas entre as regiões Nordeste e Centro-Oeste¹⁵ no tocante aos dois índices, principalmente para o P_{DER} .

Além de geralmente possuírem os maiores índices de polarização de renda (de acordo com o P_{DER} e o P_{FW}) para quase todos os anos entre 1995 e 2014, as regiões Nordeste e Centro-Oeste também obtiveram os maiores índices de desigualdade (mensurada via Gini). Em alternativa, o Sul foi a região que exibiu os menores níveis de desigualdade e polarização (segundo os dois índices) para todos os anos entre 2001 e 2014.

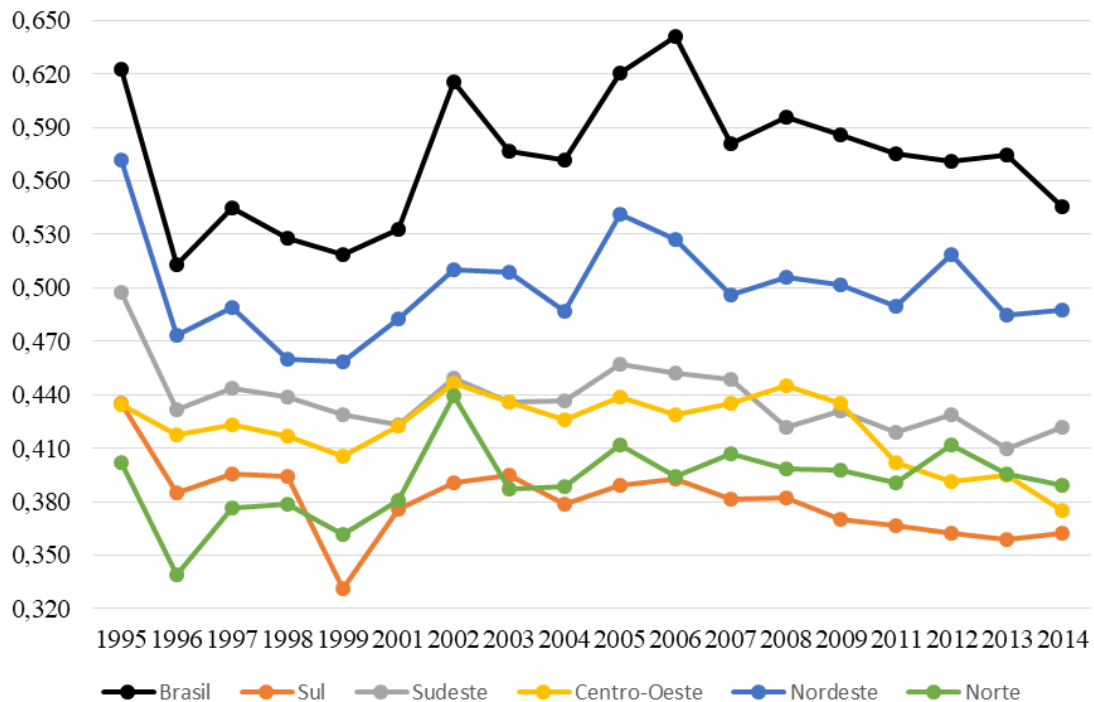
2.4.4.2 Renda de todos os trabalhos

Quando se estima o índice P_{DER} para a renda de todos os trabalhos brasileira, os resultados contrastam consideravelmente quando comparados aos P_{FW} para a mesma variável e também daqueles obtidos para esses dois índices para a renda domiciliar *per capita*. Logo, quando o índice de polarização estimado é o P_{DER} e a variável renda de todos os trabalhos é a utilizada como *proxy* para renda, não é possível afirmar que houve redução na polarização de renda para o Brasil entre 1995 e 2014. Até mesmo se verifica o oposto, já que analisando o intervalo de tempo integral há indícios de que a polarização de renda está aumentando no Brasil. Para entender melhor o comportamento da série, pode-se fracioná-la em dois momentos: o primeiro, de 1996 a 2006 exibiu um incremento na polarização de 24,9% ou 2,3% ao ano; o segundo, entre 2006 e 2014, registrou queda na polarização de 14,9% ou 2,0% ao ano, a qual foi bastante influenciada pelas reduções nos anos de 2007 e 2014. Se os dois momentos forem agregados (1996 a 2014), percebe-se uma queda no índice P_{DER} de 6,3% entre os dezoito anos (0,3% a.a.). Resumidamente, primeiramente a polarização de renda se elevou no País e depois se reduziu, mas com índice muito acima de muitos anos anteriores. A polarização em 2014, por exemplo, caiu 5,1% em relação a 2013, mas o seu nível ainda está acima do período 1996-2002. Ao menos, a partir de 2008 o índice P_{DER} vinha exibindo sucessivas quedas¹⁶. O ano de 1995, por apresentar valores que parecem não estar coerentes com o restante da série, visto que os valores do índice P_{DER} estão bastante elevados para o Brasil e suas regiões, não será considerado na análise. A figura 11 mostra a evolução do índice P_{DER} para o Brasil e suas regiões.

¹⁵ O Nordeste e o Centro-Oeste foram as duas regiões mais polarizadas para todos os anos segundo o índice P_{DER} e para quase todos os anos de acordo com o P_{FW} .

¹⁶ Exceto em 2013, quando a polarização apresentou uma pequena elevação em relação a 2012.

Figura 11 - Índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) – renda de todos os trabalhos



Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).
Nota: Para parâmetro de sensibilidade na polarização $\alpha=0,5$.

Em nível regional, o comportamento do índice P_{DER} é distinto para as cinco regiões brasileiras. Para o Nordeste, região mais polarizada em todos os anos, o seu patamar se elevou até 2005 e após dois anos consecutivos de queda, manteve uma certa estabilidade desde então. O índice de polarização em 2014 está levemente abaixo ao de 1997, por exemplo.

O Sudeste possuiu estabilidade em sua polarização de renda em quase toda a série 1996-2014. Observa-se também, que, entre 2008 e 2014, o seu patamar de polarização se reduz em relação aos seus anos anteriores.

O Centro-Oeste apresentou certa estabilidade na polarização até 2009, quando se reduziu e manteve uma tendência de queda, com valores até mesmo inferiores aos dos primeiros anos. O Norte apresentou leve tendência de alta no índice P_{DER} até 2005, quando se estabilizou. O Sul manteve seu índice de polarização estável¹⁷ até 2008, momento em que seu índice começou a se reduzir, apesar de timidamente. Além do mais, a partir de 2004, o Sul obteve índice de polarização inferior ao do Norte, o que continuou até 2014, tornando-o a região menos polarizada do Brasil.

¹⁷ Exceto em 1999, ano em que o Sul obteve sensível queda no índice P_{DER} .

A tabela 13 resume parte do que foi comentado anteriormente. O ano do 2º valor máximo para o índice de polarização P_{DER} foi incluído devido ao que já foi mencionado em relação aos índices obtidos em 1995.

Tabela 13 - Anos de valores máximos e mínimos de P_{DER} – renda de todos os trabalhos

País e regiões	Ano do valor máximo	Ano do 2º valor máximo	Ano do valor mínimo
Brasil	2006	1995	1996
Sul	1995	1997	2002
Sudeste	1995	2005	2013
Centro-Oeste	2002	2005	2014
Nordeste	1995	2005	1999
Norte	2002	2005	1996

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Nota: Para parâmetro de sensibilidade na polarização $\alpha=0,5$.

A partir da argumentação de Hoffman (2008) é possível entender as diferenças encontradas na estimação índice de polarização P_{DER} para o Brasil quando do uso das variáveis renda domiciliar *per capita* e renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada. Hoffman (2008) estimou a polarização de renda brasileira de 1987 a 2005 através das medidas de Wolfson (1994) e Esteban e Ray (1994). Quando Hoffman (2008) estimou o índice P_{FW} para as duas *proxies* de renda, encontrou resultados similares aos estimados por esse estudo, ou seja, que, entre 1987 e 2005, não estava havendo uma tendência de redução na bipolarização de renda brasileira, o que significa que não estava ocorrendo um esvaziamento da classe média no Brasil naquele período.

Hoffman também estimou o índice P_{ER} para o período 1987-2005. Quando utilizou a variável renda domiciliar *per capita*, os resultados indicaram que a polarização de renda brasileira estava se reduzindo. Por outro lado, a utilização da variável renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada sugeriu que havia uma tendência no aumento da polarização brasileira no mesmo período. Hoffman (2008) argumentou que o aumento no índice de polarização P_{ER} para a variável renda de todos os trabalhos decorreu da medida P_{ER} , em situações em que a população é dividida em muitos estratos (grupos), captar, essencialmente a formação de “picos” na distribuição de renda, que derivaram da tendência de as pessoas arredondarem o valor do rendimento declarado para a PNAD. Hoffman ainda salientou que se nas suas estimações fosse utilizado o índice de polarização P_{DER} ao invés do P_{ER} , os

resultados seriam bastante similares (de aumento na polarização), pois esses dois índices captam o mesmo fenômeno.

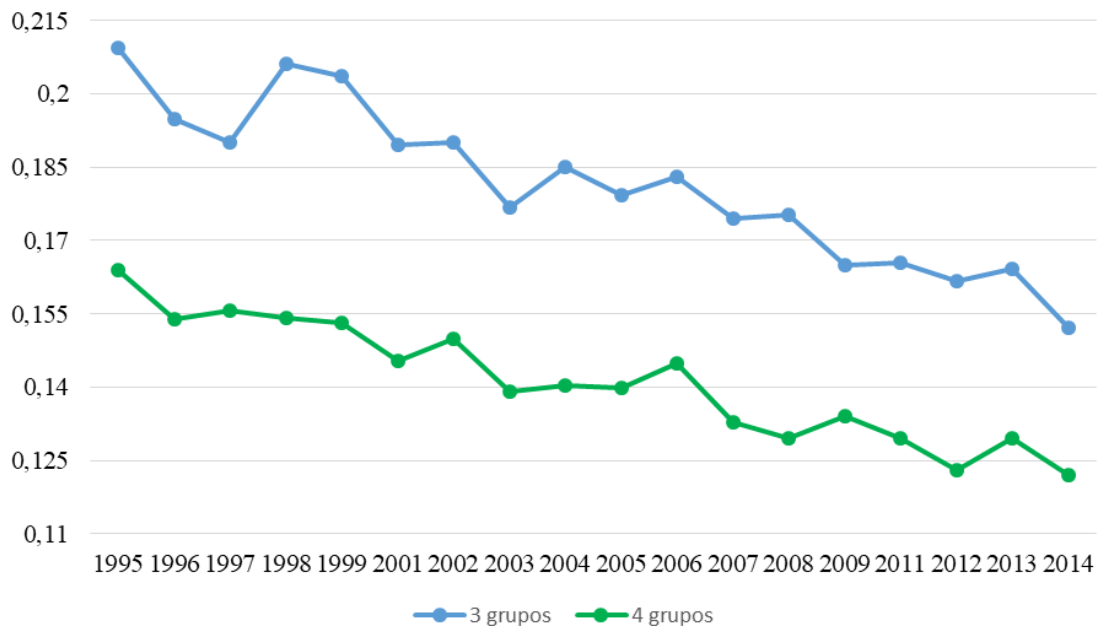
Logo, o que se percebe é que os resultados encontrados no atual trabalho são bastante similares àqueles apontados em Hoffman (2008)¹⁸. A justificativa para o índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray (2004) apresentar uma tendência de elevação somente para a renda de todos os trabalhos derivou, portanto, segundo Hoffman (2008), do índice de polarização (P_{ER} ou P_{DER})¹⁹ capturar[...“essencialmente, a formação de picos na distribuição, associados à tendência de as pessoas declararem valores redondos para seu rendimento e ao fato de o salário mínimo ser ou não um número redondo, em dezenas ou centenas de unidades monetárias” (p. 169). Além do mais, o autor ressaltou que a [...“a tendência de declarar rendimentos arredondados tinha mais dificuldade de se manifestar antes do plano real, com unidade monetário de baixo valor e instável” (p. 179). Então, de acordo com Hoffman (2008), é de esperar que as pessoas “arredondassem” o valor dos seus rendimentos ainda mais a partir de 1995.

Como alternativa, pode-se estimar o índice de Esteban, Gradín e Ray (1999, 2007) para poucos grupos (três ou quatro), com objetivo de verificar se houve aumento ou redução na polarização entre 1995 e 2014. Após a estimação dos índices, disponível na figura 12, observa-se que a polarização da renda de todos os trabalhos brasileira decresceu entre 1995 e 2014.

¹⁸ A comparação só pode ser realizada entre 1995 e 2005, anos em que os índices são estimados para os dois trabalhos.

¹⁹ “O índice P_{ER} [, assim como o P_{DER} ,] capta a “polarização” em picos de maior frequência de valores declarados, associados à tendência de declarar números redondos combinada com a natureza (mais ou menos arredondada) do valor numérico do salário mínimo” (HOFFMAN, 2008, p. 179).

Figura 12 - Índice de polarização de Esteban, Gradín e Ray (P_{EGR}) – renda de todos os trabalhos



Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).
 Nota: Para parâmetros $\beta=1$ e $\alpha=1,3$.

2.4.5 Possíveis causas das quedas na desigualdade e na polarização de renda do Brasil

Embora não seja um dos objetivos desse estudo, podem ser apontadas algumas causas possíveis para as quedas na desigualdade e na polarização de renda brasileiras a partir de 1995.

Segundo Lopez-Calva (2012), embora a desigualdade de renda brasileira ainda possua níveis elevados em comparação a padrões globais, ela vem se reduzindo sistematicamente a partir de 1995. Os principais fatores encontrados na literatura para explicar a redução na desigualdade brasileira são estabilidade macroeconômica, mudanças demográficas, expansão educacional, aumentos reais no salário mínimo e incrementos nos valores das transferências governamentais.

Pressões inflacionárias causaram uma perda significativa no valor real do salário mínimo durante os anos 1980 e o início dos anos 1990. Após a estabilização monetária lograda pelo Plano Real a partir de 1994, foi criado um ambiente mais favorável para que o País obtivesse crescimento econômico e para que fossem implementados programas de intervenção governamentais. Ademais, foi eliminada a alta taxa inflacionária, que prejudicava em mais alto grau os indivíduos de mais baixa renda. Então, trazendo a inflação sob controle a partir de 1994, os formuladores de políticas públicas eliminaram aquilo que contribuía para

uma maior desigualdade no passado, além de trazer ganhos de renda para os indivíduos e melhorias distributivas para o País. (LOPEZ-CALVA; ROCHA, 2012; BARROS et al., 2010; SOARES, 2010)

Segundo Lopez-Calva e Rocha (2012), após décadas em se negligenciar a educação de base brasileira, em meados dos anos 1990, o governo federal brasileiro assumiu um papel relevante na condução de políticas educacionais e lançou mão de uma série de reformas que transformaram o sistema educacional de base brasileiro. Em 1996, a administração de Fernando Henrique Cardoso introduziu a Lei de Diretrizes e Bases e a primeira orientação curricular nacional. Uma das intervenções relevantes realizadas pelo governo federal foi a implementação do programa de transferências de renda Bolsa Escola, posteriormente consolidado pela administração Lula com outros programas de transferências através do programa Bolsa Família. No entanto, Lopez-Calva e Rocha (2012) destacaram que outras reformas educacionais são necessárias para garantir que a distribuição de renda brasileira continuasse a se tornar progressivamente menos desigual. As reformas até o momento haviam sido focadas mais na quantidade da educação, em particular garantindo escolaridade para crianças de famílias mais pobres. Contudo, reformas para melhorar a qualidade da educação brasileira pouco foram realizadas e representam um importante desafio para o futuro próximo.

Outro fator que contribuiu fortemente para a redução na desigualdade de renda brasileira foram os incrementos reais no salário mínimo, os quais tiveram um efeito redistributivo diretamente através do mercado de trabalho e indiretamente através do seu impacto sobre programas de assistência sociais indexados ao salário mínimo (BARROS et al., 2010; SOARES, 2010). De acordo com Lopez-Calva (2012), o salário mínimo cresceu 70% em termos reais entre 1997 e 2009, o que gerou a redução entre os hiatos de renda dos trabalhadores de baixa e alta educação no Brasil.

Os mecanismos de transferência de renda governamentais, principalmente o Bolsa Família, também tiveram um importante papel na redução da desigualdade de renda, segundo Barros et al. (2010), Soares (2012) e Lopez-Calva e Rocha (2012). O programa Bolsa Família, segundo os autores, contribuiu significativamente para a redução da desigualdade devido a sua incidência pró-pobre e por ser bastante difundido no País.

Apesar de desigualdade e polarização serem fenômenos diferentes, sabe-se que são relacionados. Logo, algumas das razões assinaladas anteriormente como possíveis fatores para a redução da desigualdade de renda também podem estar relacionadas à queda na polarização de renda no Brasil. Entretanto, espera-se que cada um desses fatores tenha um impacto

diferente sobre esses dois fenômenos, uma vez que são distintos conceitualmente, além de possuírem diferentes implicações para a sociedade.

2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesse trabalho, utilizaram-se duas metodologias para se mensurar a polarização de renda do Brasil e das suas regiões, com o objetivo de avaliar a sua evolução entre 1995 e 2014. Como *proxy* para a renda, duas variáveis disponibilizadas pela PNAD/IBGE foram utilizadas: renda domiciliar *per capita* e renda de todos os trabalhos.

Os resultados indicaram que houve redução nos índices de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) e de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) para o Brasil e suas regiões entre 1995 e 2014 quando a variável foi a renda domiciliar *per capita*. Não obstante, com o uso da variável renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada, alguns resultados foram contrastantes, uma vez que, de acordo com o índice P_{FW} , houve redução na polarização para o País e suas regiões, enquanto que usando a metodologia P_{DER} para o Brasil, houve incremento na polarização de renda. A explicação para o aumento no índice P_{DER} para a variável renda de todos os trabalhos, segundo Hoffman (2008), decorre desse índice em capturar, em situações em que a sociedade é dividida em muitos grupos, essencialmente a formação de “picos” na distribuição de renda, os quais derivam da tendência de os indivíduos arredondarem o valor dos seus rendimentos declarado para a PNAD. Contudo, utilizando a medida proposta por Esteban, Gradín e Ray (P_{EGR}) para tamanhos de grupos pequenos, verificou-se que a polarização de renda de todos os trabalhos brasileira estava decrescendo, corroborando a argumentação de Hoffman (2008).

As metodologias aplicadas nesse trabalho possuem algumas limitações, decorrentes principalmente de utilizarem medidas unidimensionais. Por exemplo, a análise de Duclos, Esteban e Ray (2004) gera uma certa estrutura para as funções de identificação e alienação no caso especial na qual as duas funções são baseadas na mesma característica, que ser renda ou riqueza. Em princípio, ela poderia ser qualquer característica mensurável com um ordenamento bem-definido. A principal restrição, contudo, é que se uma determinada característica é escolhida para a identificação, a mesma característica deve ser utilizada para a alienação entre grupos. Isso pode ser evidente para variáveis como renda ou riqueza. Mas, para algumas características sociais relevantes, isso pode não ser uma hipótese natural. No caso de polarização étnica, por exemplo, pode ser ou não apropriado basear a alienação entre etnias como dependente apenas de alguma “distância étnica” adequadamente definida. Para

esse tipo de situações, Esteban e Ray (2012) ressaltaram que é mais adequado adotar uma abordagem multidimensional para a polarização, permitindo que a alienação dependa de outras características além da que define a identidade intra-grupo.

Uma medida de polarização multidimensional, portanto, é qualquer medida em que pelo menos duas características sejam consideradas como determinantes da polarização. Um exemplo ocorre quando alguma característica, como escolaridade, religião, etnicidade ou geografia, é usada para definir grupos, enquanto o agrupamento de renda (intra-grupo) ou as distâncias entre rendas (entre os grupos) são usados para definir a alienação e a identificação e, desse modo, constroem a medida. No entanto, a mensuração de polarização multidimensional é ainda uma área de pesquisa pouco desenvolvida.

2.6 REFERÊNCIAS

- BARROS, R.; DE CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: IPEA, 2010.. (Texto para Discussão, 1460).
- BLACKBURN, M. L.; BLOOM, D. E. What is happening to the middle class? **American Demographics**, v.7, n.1, p. 18-25, 1985.
- BRZEZINSKI, M. **Income polarization and economic growth**. National Bank of Poland, 2013. (Working Paper number, 147).
- BURTLESS, G. The progress and distribution of U.S. living standards - 1959-1990. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 8, n. 2, p. 111–133, 1990.
- CHAKRAVARTY, S. T. **Inequality, polarization and poverty: advances in distributional analysis**. Cidade: Springer, v. 6, 2010.
- CHAKRAVARTY, S. R.; MAJUMDER, A.; ROY, S. A treatment of absolute indices of polarization. **Japanese Economic Review**, v. 58, p. 273-293, 2007.
- CHAKRAVARTY, S. R.; MAJUMDER, A. Inequality, polarization and welfare: theory and applications. **Australian Economic Papers**, v. 40, p. 1–13, 2001.
- DUCLOS, J.-Y.; ESTEBAN, J. E.; RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. **Econometrica**, v. 72, v. 6, p. 1737-1772, 2004.
- ESTEBAN, J.; GRADÍN, C.; RAY, D. **An extension of a measure of polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries**. LIS, Working Paper, 1999.

ESTEBAN, J.; GRADÍN, C.; RAY, D. An extension of a measure of polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries. **Journal of Economic Inequality**, v. 5, n.1, p. 1-19, 2007.

ESTEBAN, J.; RAY, D. Collective action and the group size paradox. **American Political Science Review**, v. 95, p. 663–672, 2001.

ESTEBAN, J.; RAY, D. Comparing polarization measures (chapter 7). In: GARFINKEL, M.; SKAPERDAS, S. **The Oxford Handbook of the Economics of Peace and Conflict**, ed. Oxford University, 2012.

ESTEBAN, J.; RAY, D. On the measurement of polarization. **Boston University, Institute for Economic Development**, Working Paper number 18, 1991.

ESTEBAN, J.; RAY, R. (1994). On the measurement of polarization. **Econometrica**, v. 62, n. 4, p. 819–851, 1994.

ESTEBAN, J.; SCHNEIDER, G. Polarization and conflict: theoretical and empirical issues. **Journal of Peace Research**, v. 45, p. 131-41, 2008.

EZCURRA, R. Does income affect economic growth? The case of the european regions. **Regional Studies**, v. 43, n. 2, p. 267-285, 2009.

FIGUEIREDO, E. A. de.; NETTO Jr., J. L. da S.; PORTO Jr.; S. da S. Distribuição, Mobilidade e Polarização de Renda no Brasil no Período de 1987 a 2003. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 1, p. 7-32, 2007.

FOSTER, J. E.; WOLFSON, M. C. **Polarization and the decline of the middle class: Canada and the US**. Oxford Poverty Human Development Initiative (OPHI). Oxford Department of International Development (UK), Working Paper number 31, 1992.

FOSTER, J. E.; WOLFSON, M. C. Polarization and the decline of the middle class: Canada and the US. **Journal of Economic Inequality**, v. 8, n. 2, p. 247-273, 2010.

GRADÍN, C. Polarization and Inequality in Spain, 1973-1991. **Journal of Income Distribution**, n. 11, 2002.

GRADÍN, C. Polarization by sub-populations in Spain, 1973-1991. **Review of Income and Wealth**, v. 46, n. 4, p. 457-474, 2000.

GRADÍN, C.; ROSSI, M. Income distribution and income sources in Uruguay. **Journal of Applied Economics**, v. 9, n. 1, p. 49-69, 2006.

HORENSTEIN, M.; OLIVIERI, S. Income polarization in Argentina: pure income polarization, theory and applications. **Económica**, v. L, n. 1-2, 2004.

HOFFMAN, R. Polarização da Distribuição de Renda no Brasil. **Econômica**, v. 10, n. 2, p. 169-186, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**, 1995-2014. 2016.

JENKINS, S. P. Did the middle class shrink during the 1980s? UK evidence from kernel density estimates. **Economic Letters**, v. 49, n. 4, p. 407–413, 1995.

KUTTNER, B. The declining middle: with most jobs being created at the top and the bottom of the ladder, America may have difficulty remaining a middle-class society. **Atlantic Monthly**, v. 252, p. 60-69, 1983.

LECKIE, N. The declining middle and technological change: trends in the distribution of employment income in Canada, 1971-84. **Economic Council of Canada, Discussion Paper** n. 342, 1988.

LEVY, F. Dollars and dreams: the changing american income distribution. **Sage**, New York, 1987a.

LEVY, F. The Middle Class: is it really vanishing? **Brookings Rev.**, v. 3, 17–21, 1978b.

LOPEZ-CALVA, L. F. **Declining income inequality in Brazil: the proud outlier**. World Bank – Inequality in Focus, v. 1, p. 5–8, 2012.

LOPEZ-CALVA, L. F.; ROCHA, S. **Exiting Belindia? Lessons from the recent decline in income inequality in Brazil**. Poverty, Gender and Equity Unit. Latin America and the Caribbean. The World Bank, 2012.

MOTIRAM, S.; SARMA, N. Polarization, inequality and growth: the Indian experience. **Oxford Development Studies**, v. 42, n. 3, p. 297-318, 2014.

MYLES, J.; PICOT, G.; WANELL, T. **Wages and jobs in the 1980s: changing youth wages and declining middle**. Statistics Canada, Analytical Studies Branch, Research Paper number 17, 1988.

ØSTBY, G. Polarization, horizontal inequalities and violent civil conflict. **Journal of Peace Research**, v. 45, n. 2, p. 143-162, 2008.

PRESSMAN, S. The decline of the middle class: an international perspective. **Journal of Economics Issues**, v. 41, n. 1, 2007.

RODRÍGUEZ, J. G.; SALAS, R. Extended bi-polarization and inequality measures. **Research on Economic Inequality**, v. 9, p. 69-83, 2003.

SCORFAZAVE, L. G.; CASTRO, S. A. C. Ricos? Pobres? Uma análise de polarização de renda para o Brasil – 1981- 2003. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 2, p. 283-297, 2007.

SOARES, S. S. D. O ritmo na queda da desigualdade no Brasil é aceitável? **Revista Brasileira de Economia Política**, v. 30, n. 3, p. 364-380, 2010.

STEINBERG, B. The mass market is splitting apart. **Fortune**, p. 76-82, 1983.

THUROW, L. **It's not just demographics – the disappearance of middle class**. New York Times, section 3, p. 2, 1984.

WANG, Y.-Q.; TSUI, K.-Y. Polarization orderings and new classes of polarization indices. **Journal of Public Economic Theory**, v. 2, n. 3, p. 349–363, 2000.

WOLFSON, M. C. Divergent inequalities: theory and empirical results. **Review of Income and Wealth**, v. 43, n. 4, p. 401-421, 1997.

WOLFSON, M. C. **Inequality and polarization: is there a disappearing middle class in Canada?** Mimeo, 1989.

WOLFSON, M.C. When inequalities diverge. **American Economic Review**, v. 84, n. 2, p. 353-358, 1994.

3 INFLUÊNCIA DA POLARIZAÇÃO DE RENDA SOBRE O CRESCIMENTO ECONOMICO BRASILEIRO

Resumo: Autores como Ezcurra (2009), Chakravarty (2010) e Brzezinski (2013) destacaram que o fenômeno da distribuição de renda que afeta o crescimento econômico não é a desigualdade, mas sim a polarização. O fenômeno da polarização é distinto do conceito de desigualdade e leva em consideração a distância ou a separação entre grupos de uma determinada distribuição de renda. O principal objetivo desse estudo é testar se a polarização de renda, mensurada através de dois índices distintos, de Foster e Wolfson e de Duclos, Esteban e Ray têm impacto sobre o crescimento econômico do Brasil e, caso houver, se o seu efeito é positivo ou negativo. Para tanto, será utilizado o método de dados em painel para o período de 1995 a 2014, com dados das 27 unidades federativas brasileiras. Os resultados indicaram que o índice de bipolarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) possuiu uma relação negativa com o crescimento econômico para o conjunto de dados utilizados. Isso significa que uma classe média maior influencia de maneira positiva o crescimento econômico, já que quanto menos elevado é o índice P_{FW} , maior é o tamanho da classe média, e mais elevado é o crescimento econômico. Por outro lado, os índices de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) e de desigualdade de Gini não foram significativos.

Palavras-chave: Polarização de renda. Desigualdade. Crescimento econômico.

Classificação JEL: D31, D63, O47.

Abstract: Authors like Ezcurra (2009), Chakravarty (2010) e Brzezinski (2013) pointed out that the phenomenon of income distribution that affects economic growth is not inequality but polarization. The phenomenon of polarization is distinct from the concept of inequality and takes into account the distance or separation between groups of a given income distribution. The main objective of this study is to test whether the income polarization measured by two different indices by Foster and Wolfson and by Duclos, Esteban and Ray have an impact on Brazil's economic growth and, if so, whether its effect is positive or negative. For that, the panel data method will be used for the period from 1995 to 2014, using data from the 27 Brazilian federative units. The results indicated that the bipolarization index of Foster and Wolfson (P_{FW}) had a negative relation with economic growth for the dataset used. This means that a larger middle class has a positive influence on economic growth, since the lower the P_{FW} index, the larger the size of the middle class, and the higher the economic growth. On the other hand, the Duclos, Esteban and Ray (P_{DER}) and Gini inequality indexes were not significant.

Keywords: Income polarization. Inequality. Economic growth.

JEL Classification: D31, D63, O47.

3.1 INTRODUÇÃO

Teorias econômicas têm proposto diversos canais de transmissão através dos quais a distribuição de renda, e em particular, a desigualdade de renda, pode afetar o crescimento econômico, positivamente ou negativamente. Contudo, os resultados obtidos pela literatura empírica, que estima os impactos da distribuição de renda sobre o crescimento econômico, ainda não obteve um consenso se a associação entre desigualdade de renda e crescimento econômico é positiva ou negativa.

Alguns autores, como Ezcurra (2009), Chakravarty (2010) e Brzezinski (2013) destacaram que o fenômeno distribucional relevante que afeta o crescimento econômico não é a desigualdade, mas sim a polarização de renda. O fenômeno da polarização é distinto do conceito de desigualdade e leva em consideração a distância ou a separação entre grupos de uma determinada distribuição de renda.

Há dois tipos principais de medidas de polarização de renda. Para Foster e Wolfson (1992, 2010) e Wolfson (1994), a polarização é entendida como um fenômeno entre apenas dois grupos, com a mediana de renda os dividindo. Por esse motivo, essa abordagem é denominada de bipolarização. Segundo essa abordagem, uma sociedade com polarização de renda mais elevada que outra implica que ela possui uma classe média de tamanho menor. Por outro lado, para Esteban e Ray (1994) e Duclos, Esteban e Ray (2004), uma sociedade é dividida em diversos grupos de renda, havendo entre os indivíduos pertencentes a esses agrupamentos, os sentimentos de identificação (entre aqueles que pertencem ao mesmo grupo) e de alienação (entre aqueles de grupos distintos). De acordo com a segunda abordagem, em sociedades mais polarizadas, haveria uma maior predisposição ao surgimento e à exacerbação de tensões e conflitos sociais.

O principal objetivo desse estudo será testar se a polarização de renda, mensurada através de dois índices distintos, de Wolfson (1994) e de Duclos, Esteban e Ray (2004) têm impacto sobre o crescimento econômico do Brasil e, caso houver, se o seu efeito é positivo ou negativo. O período estudado será o de 1995 a 2014 e para tanto serão utilizados dados das 27 unidades federativas brasileiras.

Para se verificar a influência da polarização de renda sobre o crescimento econômico, será utilizado um modelo em painel com dados quinquenais similar ao utilizado na literatura entre desigualdade e crescimento, assim como em Barro (2000), Forbes (2000), Voitchovsky (2005) e Brzezinski (2013).

3.2 CRESCIMENTO ECONÔMICO BRASILEIRO RECENTE

A partir de 1990, o Brasil iniciou a abertura econômica e financeira e com a adoção do Plano Real, a partir de julho de 1994, o País conseguiu a estabilização macroeconômica, através da redução considerável nas suas taxas inflacionárias. Em contrapartida, a vulnerabilidade externa se elevou em decorrência do aumento na taxa de juros e da adoção do câmbio fixo (até 1999), fatores que restringiram o crescimento econômico brasileiro no período. A balança comercial tornou-se deficitária devido à abertura comercial e à política

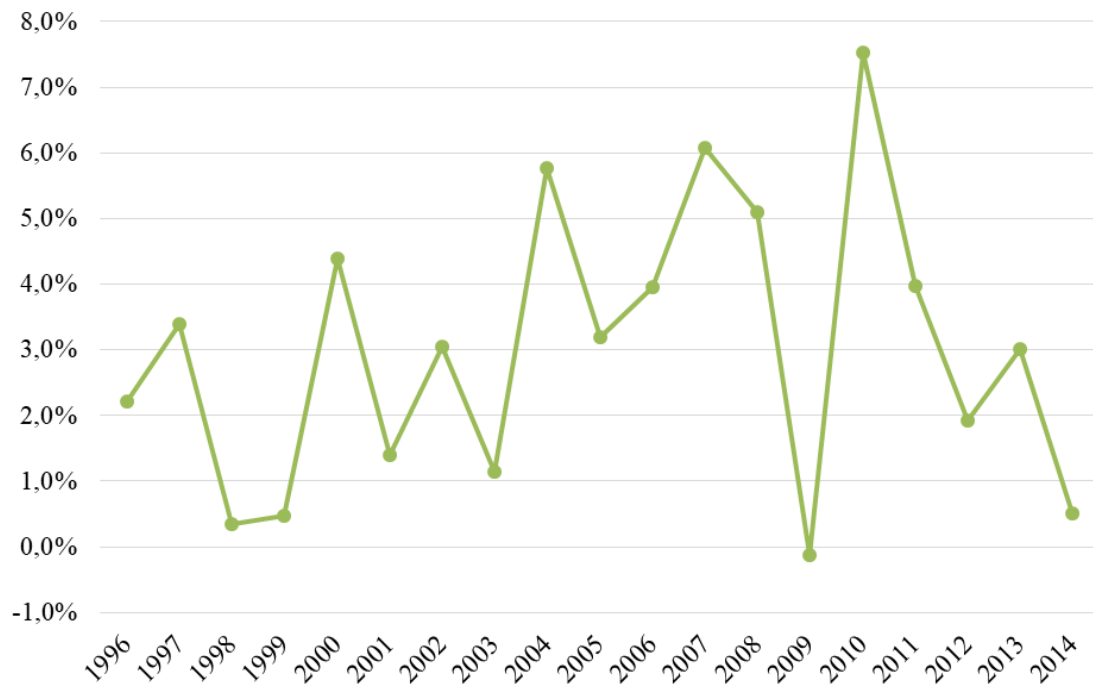
cambial, o que ocasionou a valorização real da moeda brasileira, aumentando a vulnerabilidade da economia brasileira a choques externos (LAMONICA; FEIJÓ, 2011). Entre 1995 e 1999, o crescimento do PIB foi considerado baixo, com média anual de 1,6%. Entre 1999 e 2003, com a adoção do câmbio flutuante e o real desvalorizado, o Brasil cresceu a uma taxa média superior à do período anterior, com crescimento de 2,5% ao ano.

Posteriormente, a partir de 2003, o prolongado *boom* internacional de commodities foi extremamente importante para o desempenho positivo das exportações brasileiras e, conseqüentemente para maiores incrementos no PIB nacional. Este movimento da economia e do mercado de trabalho foi bastante favorecido pela situação internacional, particularmente pela melhora nos termos de troca do comércio externo brasileiro. A crise financeira global, em 2009, contudo, modificou a situação vigente, impedindo a melhora nos termos de troca do comércio exterior brasileiro e elevando a concorrência internacional sobre a produção brasileira de bens manufaturados (BALTAR, 2015). Entre 2003-2008, o crescimento médio anual do PIB brasileiro foi de 4,8%. Por outro lado, em 2009, sendo impactada negativamente pela crise internacional, a economia brasileira decresceu 0,1%. No ano seguinte, em 2010, a economia nacional se recuperou, com alta de 7,5%, bastante expressiva, mas sobre uma base baixa (do ano imediatamente anterior).

Entre 2010 e 2014, a economia brasileira cresceu a uma taxa média anual modesta, de 2,4%, pouco inferior à do período 1999-2003. Em 2014, último ano da série, a economia brasileira já dava sinais bastante negativos de como seriam os dois próximos anos, apresentando uma queda de 0,5% no ano. Nesse ano, dos quatro segmentos industriais, apenas a extrativa mineral cresceu. A indústria de transformação decaiu 4,7% e, no setor de serviços, o comércio obteve incremento de apenas 0,6% no seu valor adicionado bruto.

Considerando o período como um todo (1995-2014), o PIB brasileiro, cresceu, em volume, 75,1%, o equivalente a uma média anual de 3,0%. De modo geral, o crescimento brasileiro oscilou durante o período, conforme pode ser observado na figura 13.

Figura 13 - Taxas de crescimento anuais do volume do PIB entre 1996 e 2014 (Brasil)

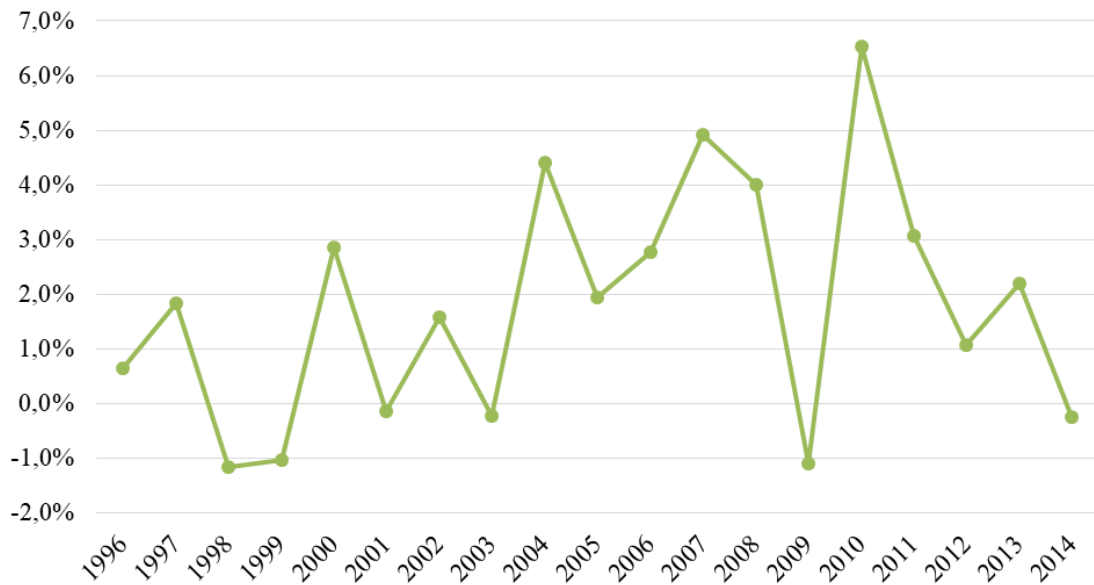


Fonte: Adaptado de Sistema de Contas Nacionais/IBGE (2017).

Na figura 14, são exibidas as taxas de variação anuais do PIB *per capita* brasileiro a partir de 1996. O PIB *per capita* de um ano é definido como a razão entre o PIB e a população no meio do ano (em 1º de julho). Apenas as variações em volume do PIB são computadas (crescimento real), uma vez que todos os PIBs foram inflacionados a preços de 2014, ou seja, as variações nos preços não foram consideradas. A variável PIB *per capita* é a que será considerada como *proxy* para o crescimento nos modelos de crescimento econômico.

Quando a variação do PIB, em volume, é superior (inferior) à variação da população em um determinado ano, a variação do PIB *per capita* é positiva (negativa). Entre 1995 e 2014, o PIB *per capita* brasileiro cresceu, em volume, 39,4% (1,8% ao ano). O ano de maior crescimento foi o de 2010 (6,5%), ano de recuperação da economia pós crise financeira internacional de 2009. Por outro lado, o ano de menor crescimento foi o de 1998 (-1,2%), seguido por perto de 2009 (-1,1%).

Figura 14 - Taxas de crescimento anuais do volume do PIB *per capita*, em volume, entre 1996 e 2014 (Brasil)



Fonte: Adaptado de Sistema de Contas Nacionais (2017) e Estimativas Populacionais/IBGE (2017).

3.3 RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO

A literatura teórica sugere que a desigualdade de renda pode tanto facilitar quanto retardar o crescimento econômico. Uma das teorias que explica haver uma relação negativa entre crescimento e desigualdade decorre da desigualdade de renda ou riqueza estimular, por exemplo, a existência de tumultos e atividades criminosas por parte de pessoas com mais baixo poder aquisitivo e que se sintam desfavorecidas em relação a outros indivíduos, o que poderia dificultar o crescimento econômico de uma região ou país (Alesina e Perotti, 1996 e Easterly, 2001). Entretanto, Alesina e Perotti (1996) e Easterly (2001) estavam mais interessados na importância da classe média e na distância entre ricos e pobres, fenômeno mais próximo do conceito de bipolarização.

De acordo com outra teoria, se a desigualdade de renda ou riqueza é elevada, ela pode conduzir a indesejáveis distorções que reduziriam o crescimento econômico, estando associadas a corrupção e comportamento *rent-seeking* (EASTERLY, 2001; GLAESER; SCHEINKMAN; SHLEIFER, 2003). Os indivíduos com maior renda ou riqueza, na procura dos seus interesses, poderiam usar poder econômico para subverter as instituições políticas e legais existentes, enfraquecendo-as, trazendo prejuízos ao processo democrático e evitando a implementação de reformas econômicas ou outras políticas, com destinos à saúde, educação, infra-estrutura ou desenvolvimento dos mercados financeiros.

Contudo, a literatura teórica também aponta argumentos para haver uma relação positiva entre desigualdade e crescimento. Num país ou região com maior desigualdade de

renda, os empreendedores com alta renda podem se tornar responsáveis pelo investimento ou acumulação de capital. Segundo Voitchovsky (2009), se os ricos poupam relativamente mais e se investimentos em grande escala são mais produtivos, a riqueza ou renda acumuladas pelas pessoas com alta renda podem beneficiar o resto da economia através de efeitos “trickle-down” (“respingos” no restante da economia). Esses efeitos “trickle-down” podem ocorrer através de incrementos nos salários ou retornos à educação decorrentes de políticas redistributivas de renda, que foram possibilitadas pelos maiores retornos ao capital (PERROTTI, 1993).

Ademais, se a propensão a poupar aumenta com a renda, uma maior desigualdade de renda, principalmente na parcela superior da distribuição de renda, pode estar associada a maiores poupanças ou acumulação de capital físico (BOURGUIGNON, 1981). Bhattacharya (1998) destacou que essa associação positiva entre desigualdade e crescimento pode ser relevante em momentos de restrições ao crédito, quando há elevados custos iniciais de entrada ou instalação no mercado ou quando altos investimentos são mais adequados para oportunidades negociais mais arriscadas e que propiciem elevados retornos sobre o capital.

Inúmeros estudos empíricos buscaram mensurar se existe influência da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico e, em caso de existência, se a relação é negativa ou positiva. A maior parte desses estudos utilizou o índice de Gini como indicador para desigualdade de renda.

Alguns *papers*, como o de Li e Zou (1998) e Forbes (2000), utilizaram dados de países desenvolvidos e em desenvolvimento e encontraram uma relação positiva entre desigualdade e crescimento econômico. Esses autores utilizaram modelos de dados em painel para suas estimações.

Andrews et al. (2011) encontrou que não havia relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico, quando utilizou um painel de 12 países desenvolvidos, período coberto por dados de todo o século XX. Contudo, a partir de 1960, observou-se uma associação positiva entre crescimento e desigualdade de renda.

Em Barro (2000), através do uso de um modelo de dados em painel, a desigualdade de renda afetou positivamente o crescimento em países considerados ricos e negativamente os pobres. Banerjee e Duflo (2003) testaram a influência da desigualdade de uma forma não-linear e concluíram que variações na desigualdade de renda em qualquer sentido podem ser prejudiciais ao crescimento econômico, pois elas estão associadas a reduções no crescimento no curto prazo.

Herzer e Vollmer (2012), através do uso de técnicas de cointegração para estimar a relação de longo prazo entre desigualdade e crescimento, encontraram que desigualdade e crescimento econômico se moviam em direções opostas (relação negativa).

Voitchovsky (2005, 2009) destacou que alguns estudos também buscaram testar a importância da classe média para o crescimento econômico, assim como em Alesina e Perotti (1996) e Easterly (2001). Entretanto, nesses trabalhos mencionados, a classe média foi definida de forma arbitrária, pois os autores utilizaram parcelas quintílicas da distribuição de renda para definir o seu “meio”. Esse tipo de abordagem foi alvo de críticas por Foster e Wolfson (1992) e Wolfson (1994, 1997), dada a forma como foi definida a magnitude da classe média.

Utilizando dados para os estados americanos, Partridge (1997) verificou o impacto da desigualdade sobre o crescimento através do uso de modelos de corte transversal e encontrou um coeficiente positivo para o índice de Gini e um negativo para a parcela da amostra que definiu como sendo classe média, através de parcelas quintílicas. Também lançando mão de amostras para estados dos Estados Unidos, através do uso de modelos de dados longitudinais, Panizza (2002) encontrou um efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento econômico.

Da Cruz, Teixeira e Monte-Mor (2015) buscaram identificar o efeito da desigualdade de renda no crescimento econômico do Brasil através do uso de dados das suas unidades federativas para o período 1995-2009. Os resultados indicaram que a desigualdade de renda, mensurada através dos índices de Gini e Theil influenciaram negativamente o crescimento brasileiro no período. Os autores utilizaram um modelo em que a desigualdade afetava o crescimento mesmo ano, sem defasagens na relação entre essas duas variáveis. Não obstante, Barro (2000) e Voitchovsky (2005) apontaram que a economia pode reagir muito mais lentamente a mudanças em variáveis que derivem da distribuição de renda, como a desigualdade mensurada via Gini ou Theil. Por esse motivo, enfatizaram a importância em se utilizar um modelo com defasagens entre desigualdade e crescimento. Parte significativa dos modelos de crescimento econômico utilizados assume a hipótese de que o crescimento no período de tempo atual dependerá da desigualdade de renda 5 ou 10 anos antes.

Voitchovsky (2005) foi um pouco além e investigou se a desigualdade de renda de diferentes partes da distribuição afetava o crescimento. Sua hipótese central era de que a desigualdade da parte superior (*top*) da distribuição estimulava o crescimento econômico,

enquanto que a desigualdade da parte inferior (*bottom*)¹ o impactava negativamente. A autora também utilizou o índice de Gini para observar a sua influência. O modelo utilizado foi um considerado tradicional na literatura sobre crescimento econômico, com o uso de algumas outras variáveis independentes influenciando-o além da desigualdade de renda. O painel utilizou dados de 21 países desenvolvidos e os resultados apontaram que a parte superior da distribuição de renda e o índice de Gini estavam associados positivamente com o crescimento, enquanto que a parcela inferior da distribuição de renda se associava negativamente com o crescimento econômico.

Os estudos anteriores encontraram diferentes resultados acerca da relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico. Segundo Voitchovsky (2009), potenciais explicações para os resultados conflitantes incluem diferentes métodos econométricos utilizados, ausência de dados confiáveis e a falta de habilidade na literatura empírica de capturar a complexidade das inter-relações entre desigualdade de renda e crescimento econômico postulados pela teoria.

3.4 INFLUÊNCIA DA POLARIZAÇÃO DE RENDA SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO

Nessa seção, serão apresentadas a literatura teórica e a empírica que relacionam polarização de renda e crescimento econômico. Ademais, serão exibidos alguns resultados iniciais acerca dessa relação.

3.4.1 Literatura teórica e empírica

Conforme se observou na seção anterior, muitos estudos buscaram encontrar empiricamente qual a relação existente entre desigualdade de renda e crescimento econômico. Por outro lado, poucos trabalhos empíricos estimaram qual a influência da polarização de renda sobre o crescimento econômico. Nesse sentido, destacam-se os estudos de Ezcurra (2009) e Brzezinski (2013).

Há dois grupos principais de teorias que relacionam polarização de renda e crescimento econômico. Para o primeiro grupo, a classe média possui um papel significativo na relação entre a distribuição de renda e o crescimento econômico, conforme autores como

¹ A desigualdade da parte superior foi definida como a razão entre o 90° e o 75° quintis da distribuição; já a da parte inferior, como a razão entre o 50° e o 10° quintis.

Foster e Wolfson (1992), Easterly (2001), Pressman (2007) e Chakravarty (2010). Essa é uma das abordagens de polarização de renda, que possui estreita relação com o tamanho e a importância da classe média para a sociedade, já que uma classe média maior e mais estável poderia contribuir para se lograr um maior crescimento econômico. Segundo Foster e Wolfson (1992), a classe média é provedora de quantidade significativa da força de trabalho para a economia e é responsável por elevada parcela da receita fiscal de um país. Além disso, uma sociedade com menor distanciamento de renda entre ricos e pobres facilitaria a existência de uma estabilidade política e social (CHAKRAVARTY, 2010). Essa abordagem foi denominada de bipolarização e foi proposta por Foster e Wolfson (1992, 2010) e Wolfson (1994).

Segundo Banerjee e Duflo (2008), uma classe média estável e de tamanho significativo é uma fonte de novos empreendedores e transmite “valores de classe média”, que estão associados ao aumento da poupança e estimulam o surgimento de melhorias para o capital humano, além de criar demanda para bens de consumo de qualidade, que impulsionam o nível global de investimento e produção na economia. Por conseguinte, um elevado nível de bipolarização poderia afetar o crescimento econômico de uma maneira negativa, já que um maior nível de bipolarização está associado a um menor tamanho de classe média.

O índice de bipolarização de renda de Wolfson (1994) pode ser obtido através da seguinte equação:

$$P_{FW} = 4 \frac{\mu}{m} \left(\frac{1}{2} - L(0,5) - \frac{G}{2} \right), \quad (3.1)$$

onde μ é a média, m é a mediana e $L(0,5)$ é o valor da curva de Lorenz quando a população acumulada é de 50% do total, ou seja, representa quanto da renda foi acumulada pela metade mais pobre da população.

O outro grupo de teorias sugere que as distâncias sociais ou econômicas entre diferentes grupos sociais é que influenciam o crescimento econômico, visto que aumentos nas disparidades sociais, como a polarização econômica, poderiam conduzir à insatisfação social de alguns grupos sociais e, dessa forma, criar ou intensificar conflitos sociais, desencadeando revoltas, violência civil, tensões populares e instabilidades políticas. Essa maneira de se visualizar o fenômeno da polarização de renda foi sugerida por Esteban e Ray (1994, 1999, 2011) e Duclos, Esteban e Ray (2004), entre outros.

O índice de Duclos, Esteban e Ray (2004) pode ser estimado da seguinte maneira:

$$P_{DER_\alpha}(F) = \int f(y)^\alpha a(y) dF(y), \quad (3.2)$$

onde
$$a(y) = \mu + y(2F(y) - 1) - 2 \int_{-\infty}^y y' dF(y'), \quad (3.3)$$

f é a função densidade, F é a função de distribuição acumulada e μ é média.

O parâmetro α serve como um grau de sensibilidade na polarização. Quanto maior o seu valor, maior é o seu distanciamento de uma medida de desigualdade tradicional, como o Gini.

A métrica utilizada por Duclos, Esteban e Ray (2004) permite que o número dos grupos seja estimado não-parametricamente através do uso de funções de densidade *kernel*, a fim de evitar escolhas arbitrárias sobre os tamanhos dos grupos numa determinada distribuição de renda.

De modo geral, as duas abordagens de polarização de renda possuem relações estreitas com o crescimento econômico, pois uma polarização maior poderia criar turbulências nas atividades mercantis e nas relações trabalhistas, inclusive reduzindo a garantia aos direitos de propriedade, o que impactaria negativamente o crescimento econômico, de acordo com Svensson (1998), Benhabib e Rustichini (1996) e Keefer e Knack (2002).

Para Ezcurra (2009) e Brzezinski (2013), o fenômeno da polarização de renda está bastante relacionado ao crescimento econômico, pois uma maior polarização tende a gerar sociedades com maiores oscilações sociais e políticas, com a possibilidade de criar um efeito negativo na demanda agregada. Ambos os autores também destacaram que o crescimento econômico é provavelmente mais afetado pela polarização que a desigualdade, pois a polarização, ao dividir a sociedade em grupos, assume papel fundamental na ocorrência e na intensidade de conflitos sociais, o que causaria impactos negativos para o mercado, gerando efeitos perversos para a economia como um todo.

Ezcurra (2009) examinou a relação entre polarização de renda e crescimento econômico de 61 regiões da União Europeia durante o período entre 1993 e 2003. O autor, assim como Panizza (2002), destacou que é aconselhável utilizar dados regionais nesse tipo de análise, uma vez que estudos entre diferentes países sobre a relação entre distribuição de renda e performance macroeconômica são afetados por problemas derivados da uma menor qualidade e da dificuldade de comparabilidade de distintos microdados empregados. No seu estudo, utilizando um modelo de crescimento econômico com dados transversais e estimando-o através de mínimos quadrados ordinários, Ezcurra (2009) concluiu que o crescimento econômico (entre 1993 e 2003) é negativamente correlacionado com a polarização de renda no início do período (em 1993). Os índices de polarização utilizados por Ezcurra (2009) foram estimados utilizando a métrica proposta por Esteban, Gradín e Ray (1999, 2007).

Assim como Ezcurra (2009), Brzezinski (2013) foi um dos poucos autores a examinar o impacto da polarização de renda sobre o crescimento econômico. Através do uso de um painel com mais de 70 países, durante o período entre 1960 e 2005, Brzezinski (2013) encontrou uma relação negativa significativa estatisticamente entre o índice de polarização de renda de Duclos, Esteban e Ray e o crescimento econômico. Quando utilizou o índice de desigualdade de renda tradicional (Gini), não foi encontrada significância estatística.

A principal vantagem do estudo de Brzezinski (2013) em relação ao de Ezcurra (2009) é que o primeiro utiliza dados longitudinais ao invés de transversais, permitindo a utilização de uma amostra de tamanho superior. É importante destacar que os dois autores assumiram que a polarização de renda tem um efeito defasado no crescimento econômico, similarmente ao sugerido por Barro (2000) e Voitchovsky (2005) para a relação desigualdade de renda e crescimento. Para Brzezinski (2013) a polarização afetava o crescimento cinco anos depois, enquanto que, para Ezcurra (2009), a defasagem foi de 10 anos.

3.4.2 Resultados iniciais

Entre 1995 e 2014, conforme já mencionado, o PIB *per capita* brasileiro cresceu, em volume, 39,6% (1,8% a.a.). Durante o mesmo período, os índices de Gini (G), de Foster e Wolfson (P_{FW}) e de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) variaram ao ano, respectivamente, -0,8%, -2,1% e -0,7%, ou seja, todos decresceram no período. A tabela 14 exibe os valores para os três índices, além da variação do PIB *per capita* real² anualmente de 1995 a 2014.

² Todos os valores anuais referentes ao PIB *per capita* foram inflacionados a preços de 2014. Dessa maneira, a única variação percebida é a de volume.

Tabela 14 - Valores dos índices G, PFW, PDER e $\Delta\%$ PIB *per capita* (para o Brasil)

Ano	G	P _{FW}	P _{DER}	Δ PIB <i>per capita</i> (volume)
1995	0,6021	0,6140	0,3759	-
1996	0,6012	0,6422	0,3629	0,6%
1997	0,6019	0,6368	0,3694	1,8%
1998	0,6031	0,6193	0,3675	-1,2%
1999	0,5980	0,6085	0,3639	-1,0%
2001	0,5970	0,5582	0,3644	2,7%
2002	0,5917	0,5411	0,3768	1,6%
2003	0,5817	0,5323	0,3573	-0,2%
2004	0,5784	0,5216	0,3519	4,4%
2005	0,5750	0,5023	0,3685	2,0%
2006	0,5675	0,4996	0,3529	2,8%
2007	0,5597	0,4751	0,3454	4,9%
2008	0,5545	0,4655	0,3410	4,0%
2009	0,5497	0,4570	0,3368	-1,1%
2011	0,5359	0,4321	0,3336	9,8%
2012	0,5318	0,4226	0,3353	1,1%
2013	0,5271	0,4215	0,3334	2,2%
2014	0,5228	0,4183	0,3306	-0,2%

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016) e Sistema de Contas Nacionais/IBGE (2017).

Nota: Não foram exibidos valores para 2000 e 2010, pois foram anos de realização de Censo Nacional e não foram realizadas PNADs. Por conseguinte, as taxas apresentadas em 2001 e 2011 referem-se ao intervalo de 2 anos. Estimação do índice P_{DER} com parâmetro de sensibilidade para polarização $\alpha=0,5$.

A tabela 15 mostra os valores dos coeficientes de correlação calculados entre cada índice e a variação do PIB *per capita* brasileiro. Os três valores se mostraram negativos e, em módulo, acima de 0,28, demonstrando que as séries duas a duas se movem em sentidos opostos. Isso fornece indícios para uma possível relação negativa entre polarização de renda e crescimento econômico para o Brasil, assim como para desigualdade e crescimento.

Tabela 15 - Correlações entre G, PFW ou PDER e $\Delta\%$ PIB *per capita* (para o Brasil)

Correlação	G e $\Delta\%$ PIB	P _{FW} e $\Delta\%$ PIB	P _{DER} e $\Delta\%$ PIB
Valores	-0,2932	-0,3574	-0,2890

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016) e Sistema de Contas Nacionais/IBGE (2017).

A tabela 16 apresenta os dados em nível de unidades federativas, similar ao que realizaram Motiram e Sarma (2014) para os estados indianos. Para cada unidade federativa brasileira, são exibidas as variações médias anuais entre 1995 e 2014 dos índices de desigualdade de Gini, de polarização de Foster e Wolfson e de Duclos, Esteban e Ray e da variação do PIB *per capita* real. O objetivo é verificar qual a relação entre a variação média

anual de cada índice e a variação no crescimento econômico. Para tanto, novamente lançou-se mão do cálculo do coeficiente de correlação para cada conjunto de dados.

Tabela 16 - $\Delta\%$ G, $\Delta\%$ PFW, $\Delta\%$ PDER e $\Delta\%$ PIB *per capita* (Unidades Federativas)

Unidade Federativa	Região	Δ G	Δ P _{FW}	Δ P _{DER}	Δ PIB <i>per capita</i> (volume)
Distrito Federal	Centro-Oeste	0,1%	0,2%	0,5%	1,6%
Goiás	Centro-Oeste	-1,2%	-1,1%	-1,0%	2,4%
Mato Grosso	Centro-Oeste	-1,1%	-1,7%	-1,1%	3,3%
Mato Grosso do Sul	Centro-Oeste	-0,6%	-1,5%	-0,4%	2,8%
Alagoas	Nordeste	-1,2%	-1,2%	-1,4%	2,4%
Bahia	Nordeste	-0,8%	-1,2%	-0,8%	2,6%
Ceará	Nordeste	-1,1%	-1,8%	-1,0%	2,6%
Maranhão	Nordeste	-0,4%	-0,4%	-0,5%	3,4%
Paraíba	Nordeste	-0,8%	-1,1%	-1,1%	3,4%
Pernambuco	Nordeste	-0,7%	-1,2%	-0,7%	2,7%
Piauí	Nordeste	-0,7%	-1,2%	-0,5%	3,7%
Rio Grande do Norte	Nordeste	-1,0%	-1,5%	-1,3%	2,0%
Sergipe	Nordeste	-0,8%	-1,7%	-0,4%	2,3%
Acre	Norte	-0,3%	-0,7%	0,4%	2,3%
Amapá	Norte	-0,7%	-1,0%	0,1%	1,4%
Amazonas	Norte	-0,4%	-0,7%	-0,5%	2,2%
Pará	Norte	-0,9%	-1,4%	-0,7%	2,2%
Rondônia	Norte	-1,0%	-2,3%	-0,4%	3,5%
Roraima	Norte	0,9%	1,2%	1,3%	1,5%
Tocantins	Norte	-1,3%	-2,2%	-1,2%	4,0%
Espírito Santo	Sudeste	-1,3%	-1,9%	-0,9%	2,8%
Minas Gerais	Sudeste	-0,9%	-1,9%	-0,8%	2,2%
Rio de Janeiro	Sudeste	-0,5%	-1,3%	-0,7%	2,0%
São Paulo	Sudeste	-0,4%	-0,9%	-0,3%	2,4%
Paraná	Sul	-1,3%	-2,2%	-1,1%	2,4%
Rio Grande do Sul	Sul	-0,9%	-1,7%	-0,9%	2,3%
Santa Catarina	Sul	-1,4%	-2,1%	-1,2%	2,0%

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016) e Sistema de Contas Regionais/IBGE (2017).

Nota: Médias anuais entre 1995 e 2014.

As mudanças médias anuais nos índices de polarização P_{FW} e P_{DER} apresentaram forte correlação negativa com as mudanças nas taxas do PIB *per capita*, de -0,40 e -0,41, respectivamente. Para o Gini, a correlação foi de -0,37. Essas relações negativas sugerem que crescimento está associado negativamente tanto com desigualdade quanto com polarização de renda.

Motiram e Sarma (2014) chegaram a resultados diferentes para a Índia. Os autores encontraram correlações positivas entre polarização de renda (e também desigualdade) e

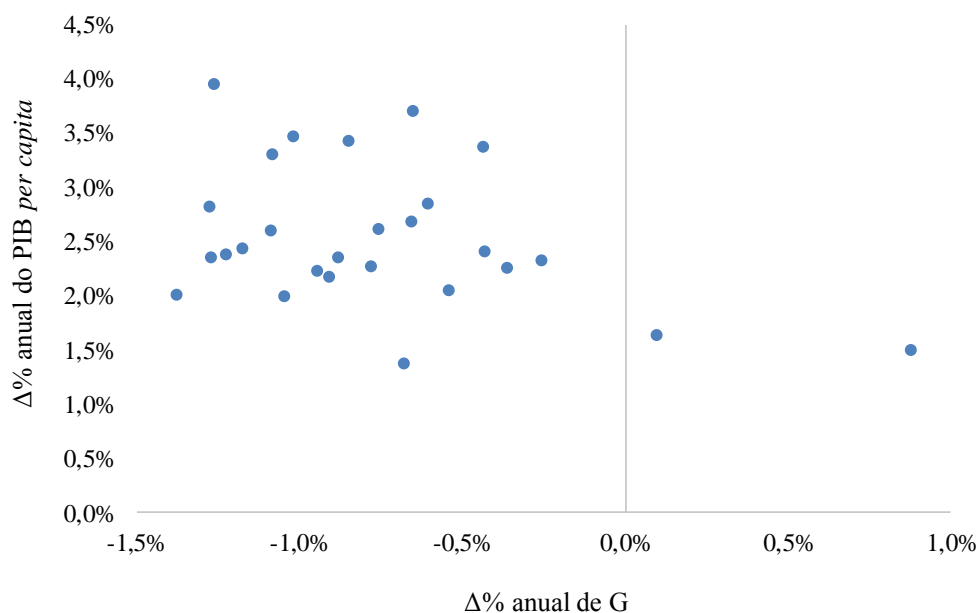
crescimento econômico, indicando que se moveram no mesmo sentido para os estados da Índia.

Contudo, as correlações apresentadas na tabela 15 e as obtidas através da tabela 16 não consideram outros fatores que possam explicar o crescimento econômico, tais como capital humano, investimento, consumo dos governos, entre outros. Logo, não se pode inferir nenhuma relação de causalidade entre as variáveis, isto é, nem uma menor polarização ou desigualdade de renda estão conduzindo a um maior crescimento econômico, nem o inverso. O que se pode afirmar apenas é que existe uma associação negativa entre polarização e crescimento, o mesmo valendo para desigualdade e crescimento.

As figuras 15, 16 e 17 mostram, respectivamente, a dispersão das variações médias anuais dos índices de Gini e de polarização de renda de Foster e Wolfson e de Duclos, Esteban e Ray com o crescimento econômico das 27 unidades federativas brasileiras, de acordo com os dados presentes na tabela 16.

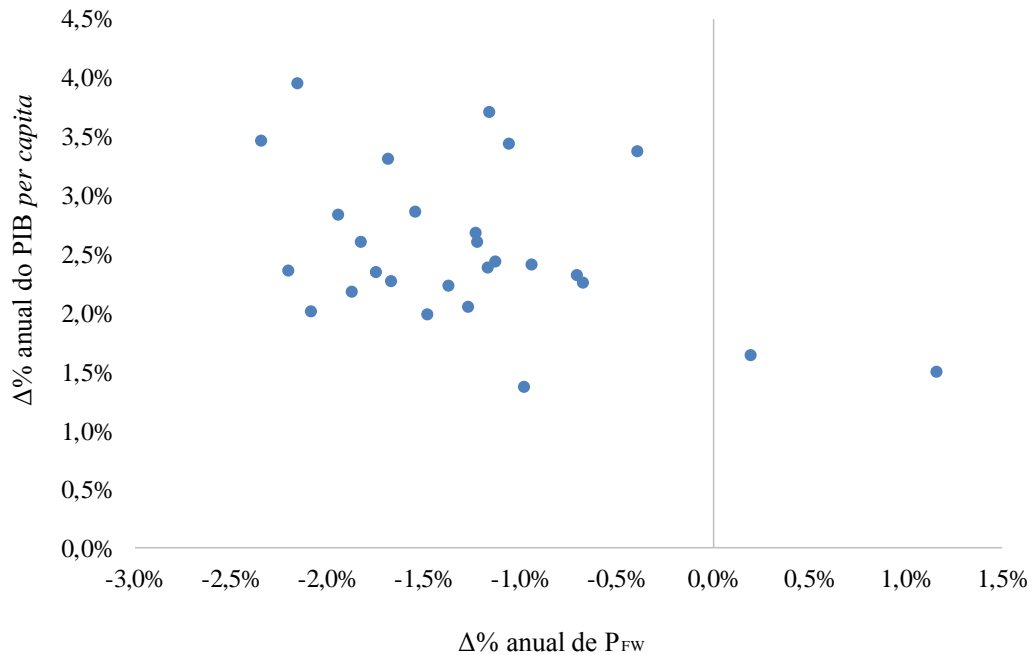
Nos três gráficos observa-se que as unidades federativas se concentram na sua grande maioria na sua metade esquerda, onde o crescimento varia positivamente e as medidas de desigualdade e polarização variam negativamente, corroborando a ideia da existência de correlação negativa entre os pares de variáveis conforme mencionado anteriormente.

Figura 15 - Relação entre crescimento econômico e mudanças no índice de Gini (Unidades Federativas)



Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016) e Sistema de Contas Nacionais/IBGE (2017).
 Nota: As variações percentuais refletem as taxas médias de crescimento ao ano do índice de Gini e do PIB *per capita* (em volume) entre os anos de 1995 e 2014.

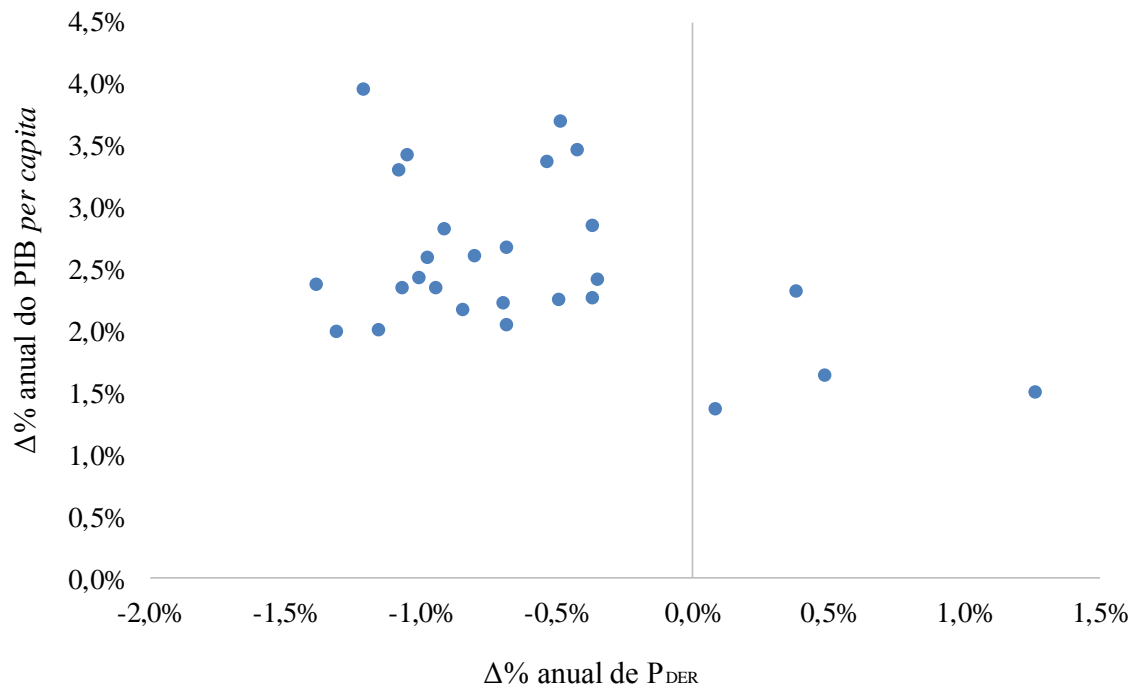
Figura 16 - Relação entre crescimento econômico e mudanças no índice de polarização de Foster e Wolfson (Unidades Federativas)



Fonte: PNAD/IBGE (2016) e Sistema de Contas Nacionais/IBGE (2017).

Nota: As variações percentuais refletem as taxas médias de crescimento ao ano do índice de Foster e Wolfson e do PIB *per capita* (em volume) entre os anos de 1995 e 2014.

Figura 17 - Relação entre crescimento econômico e mudanças no índice de polarização de Duclos, Esteban e Ray (Unidades Federativas)



Fonte: PNAD/IBGE (2016) e Sistema de Contas Nacionais/IBGE (2017).

Nota: As variações percentuais refletem as taxas médias de crescimento ao ano do índice de Duclos, Esteban e Ray e do PIB *per capita* (em volume) entre os anos de 1995 e 2014. Parâmetro de sensibilidade na polarização (α)=0,5.

3.5 METODOLOGIA E DADOS

Nessa seção serão apresentados o modelo a ser estimado e as técnicas econométricas para estimá-lo, além das variáveis e *proxies* que serão utilizadas.

3.5.1 Modelo e dados

O modelo utilizado para verificar os impactos da desigualdade e da polarização de renda sobre o crescimento econômico das unidades federativas brasileiras será um modelo de crescimento de dados painel com dados quinquenais, similar aos modelos utilizados por diversos autores nas duas últimas décadas, tais como Li e Zou (1998), Forbes (2000), Voitchovsky (2005), Brzezinski (2013), entre outros.

O crescimento econômico utilizado nesse estudo é definido pela seguinte equação:

$$\Delta y_{it} = (\beta - 1)y_{i,t-1} + \gamma X_{it} + \mu_{it}, \quad (3.4)$$

onde
$$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1} \quad (3.5)$$

t e $t - 1$ correspondem a observações distanciadas por 5 anos⁴ e i denota uma unidade federativa brasileira particular.

A equação (3.4) também pode ser descrita da seguinte maneira:

$$y_{it} = \beta y_{i,t-1} + \gamma X_{it} + \mu_{it} \quad (3.6)$$

A variável y_{it} é a dependente (crescimento econômico no período t); $y_{i,t-1}$ representa o PIB *per capita* no período $t-1$, funcionando como controle para convergência de renda; μ_{it} inclui um efeito não-observado específico às unidades federativas (unidades *cross section*), ε_i , outro específico ao tempo, h_t e um termo de erro, v_{it} . X_{it} é um vetor que contém valores correntes ou defasados de algumas variáveis explicativas. Esse conjunto de variáveis inclui o índice de desigualdade de Gini e as medidas de polarização de Foster e Wolfson e Duclos, Esteban e Ray, mensuradas em $t - 1$; a média de anos de escolaridade para indivíduos com

³ y_{it} e $y_{i,t-1}$ serão dispostos em logaritmo natural (ln).

⁴ Serão utilizados quatro períodos: 1995-1999, 1999-2004, 2004-2009 e 2009-2014. O ano de 1995 foi utilizado devido à ausência de alguns dados referentes a 1994.

mais de 25 anos de idade, como *proxy* para capital humano, em $t - 1$; a média da taxa de investimento em t , medida em relação aos últimos 5 anos até o ano t ; a taxa de fecundidade, mensurada em $t-1$; e a média da razão do consumo do governo pelo PIB. As variáveis foram inflacionadas a preços de 2014 para todos os anos.

Também serão incluídas no modelo variáveis *dummies* temporais (anuais), com o objetivo de controlar para choques globais, que podem afetar o crescimento agregado em qualquer período e que não são capturados pela inclusão das variáveis explicativas.

As variáveis de controle incluídas no modelo foram sugeridas principalmente por Barro (2000, 2003). São variáveis consagradas na literatura como explicativas para o crescimento econômico de um país ou região.

Serão empregadas as seguintes variáveis e as correspondentes *proxies* e fontes:

- a) PIB *per capita*, em logaritmo natural: $\ln y_{it}$. Fonte: Sistema de Contas Nacionais e Regionais/IBGE e Estimativas Populacionais/IBGE;
- b) crescimento econômico: $\ln y_{it} - \ln y_{it-1}$. Fonte: Sistema de Contas Nacionais e Regionais/IBGE e Estimativas Populacionais/IBGE;
- c) taxa de investimento: $\frac{\text{Formação Bruta de Capita Físico (FBCF)}}{\text{PIB}}$. Utilizaram-se duas *proxies* para FBCF, uma vez que não existem valores anuais de investimento para as unidades federativas, apenas para o Brasil. Fontes: Para investimento público (*invest_pub*), fez-se uso das despesas em capital fornecidas pelo Tesouro Nacional. Para investimento total (*invest_total*), o consumo de energia elétrica industrial (em GWh) foi utilizado como *proxy*, fornecido pela Eletrobrás e pela Empresa de Pesquisa Energética. O uso da *proxy* consumo de energia elétrica é bastante discutido na literatura; contudo, ainda é a principal *proxy* para investimento total da economia. Foi utilizada em Portugal e Souza (1999), Chagas e Toneto Jr. (2003), Figueiredo, Noronha e Andrade (2003), Ferrario et al. (2009), Noronha, Figueiredo e Andrade (2010), Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010), Montenegro et al. (2014), entre outros estudos;
- d) capital humano, em logaritmo natural (*educ*): Anos médios de escolaridade para as pessoas com 25 anos ou mais de idade. Fonte: PNAD/IBGE;
- e) taxa de fecundidade, em logaritmo natural (*fecund*): Número médio de filhos por mulher. Fonte: PNAD/IBGE;
- f) razão entre consumo do governo e PIB (*consumo_gov*): O consumo do governo foi definido de acordo com Barro (2000, 2003), descontando das

despesas correntes totais do governo aquelas com educação e defesa nacional (para as unidades federativas, é nulo). Fonte: Tesouro Nacional;

g) índices de desigualdade de Gini (gini) e de polarização de renda de Foster e Wolfson (P_{FW}) e de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}). Fonte: Os índices foram estimados a partir da variável renda domiciliar *per capita* disponibilizada pela PNAD/IBGE.

3.5.2 Técnicas de estimação

Estimações de dados em painel controlam para invariância no tempo e efeitos específicos de unidades de cortes transversal, eliminando uma potencial fonte de viés decorrente da omissão de variáveis explicativas. Dado que há numerosas variáveis que são difíceis de mensurar e incluir numa regressão de crescimento econômico, é complicado *a priori* estabelecer como variáveis omitidas poderiam afetar estimações da relação entre crescimento econômico e desigualdade ou polarização de renda. Técnicas de estimação em painel reduzem o viés da existência de variáveis omitidas, o que não ocorre nas de dados de corte transversal.

Os métodos de estimação tradicionais, como Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA) para dados em painel não são os mais apropriados para estimar a equação (3.4), já que sua variável dependente defasada⁵ ($y_{i,t-1}$) é uma variável explicativa no modelo, o que faz com que as estimações por esses métodos possam gerar coeficientes viesados.

A presença de variável dependente como regressor torna o estimador de MQO viesado e inconsistente, além de que sofre de viés de variáveis omitidas, uma vez que não leva em consideração os efeitos invariantes no tempo não-observados (ε_i). Por outro lado, os estimadores de EF podem ser viesados e inconsistentes para um painel que possui um pequeno número de períodos de tempo. (BALTAGI, 2008)

O estimador GMM em primeiras diferenças, desenvolvido por Arellano e Bond (1991), elimina o efeito específico das unidades *cross-section* através da diferenciação do modelo, removendo os efeitos invariantes no tempo não-observados (ε_i) e utilizando instrumentos que possam controlar para endogeneidade e erro de mensuração, eliminando problemas relacionados ao viés gerado por variáveis omitidas. O método de GMM em

⁵ Indicando a potencial existência de endogeneidade.

Primeiras Diferenças diferencia a equação (3.4) e utiliza como instrumentos para as variáveis consideradas endógenas seus valores defasados.

O estimador GMM em Sistema, desenvolvido por Arellano and Bover (1995) e Blundell e Bond (1998, 2000), é uma versão estendida do estimador GMM em Primeiras Diferenças. O estimador GMM em Sistema⁶, além de utilizar defasagens (em nível) como instrumentos para as variáveis diferenciadas, faz uso de instrumentos adicionais⁷, que são diferenças defasadas para as variáveis em nível, fornecendo estimativas mais eficientes para os coeficientes da equação (3.4) que o estimador em Primeiras Diferenças, pois as informações das séries temporais são empregadas mais eficientemente. Por esse motivo, o GMM em Sistema será o principal método utilizado nesse estudo para estimar a equação (3.4).

Um problema econométrico decorrente do uso de estimadores GMM para modelos em painéis dinâmicos decorre do fato de os estimadores criarem um elevado número de variáveis instrumentais. Segundo Roodman (2009), uma grande quantidade de instrumentos pode gerar estimadores viesados e enfraquecer os testes-padrão de validade dos instrumentos. Com a finalidade de reduzir o número de instrumentos, Roodman (2009)⁸ propôs uma abordagem que limita a defasagem dos regressores⁹ que são utilizados como variáveis instrumentais. Essa abordagem será utilizada nas estimações.

Para ser consistente, o estimador GMM depende da ausência de correlação serial de segunda ordem nos resíduos, teste denotado por AR(2). Para testar a validade do conjunto dos instrumentos, será aplicado o teste de Hansen.

3.6 RESULTADOS

A tabela 17 mostra os resultados das estimações realizadas pelo método GMM em Sistema¹⁰. As colunas (1) e (2) referem-se ao uso do coeficiente de Gini como regressor, as (3) e (4) ao índice de Foster e Wolfson (P_{FW}), as (5) e (6) para o índice de Duclos Esteban e

⁶ É um sistema que combina equações em nível e em primeiras diferenças.

⁷ Os valores defasados são utilizados como instrumentos apenas para as variáveis que são consideradas endógenas. Para as demais, utilizam-se os seus valores correntes.

⁸ O número de instrumentos deve ser inferior ao número de unidades *cross-section*.

⁹ As defasagens são utilizadas para os regressores considerados endógenos. Nas estimações a seguir, as variáveis PIB *per capita* (\ln_PIB), taxa de investimento ($invest_pub$ e $invest_total$) e educação ($educ$) serão consideradas endógenas, assim como fizeram Voitchovsky (2005) e Brzezinski (2013) e diversos outros autores.

¹⁰ As estimações pelo método GMM em Sistema foram realizadas através da função *xtabond2*, desenvolvida por David Roodman para o software *Stata*. As estimações por outros métodos econométricos também foram realizadas no software *Stata*, versão 12.

Ray (P_{DER}) com parâmetro $\alpha=0,5$ e as (7) e (8) para o mesmo índice de (5) e (6), mas com $\alpha=1$. Para cada índice, há dois pares de especificações do modelo, já que são utilizadas duas *proxies* para investimento, público ou total.

De acordo com o teste de correlação serial de segunda ordem (AR(2)), a correlação serial não é um problema para os oito modelos testados. De maneira similar, o teste de Hansen de validade para o conjunto de instrumentos utilizados não invalidou os instrumentos empregados.

Tabela 17 - Estimações realizadas por GMM em Sistema

Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
y_{t-1}	-0,2479* (0,924)	-0,2167*** (0,1308)	-0,2422* (0,0898)	-0,2543^ (0,1619)	-0,2253*** (0,1222)	-0,2376** (0,1135)	-0,2124 (0,1902)	-0,2694* (0,1090)
$educ_{t-1}$	-0,0992 (0,1759)	-0,1712 (0,5917)	-0,2196 (0,1853)	-0,0304 (0,3452)	-0,2664 (0,4220)	-0,0893 (0,4145)	-0,2206 (0,5823)	-0,0648 (0,3413)
$invest_pub_t$	-1,1813** (0,6278)		-1,4140* (0,4932)		-1,3449** (0,7102)		-1,2476** (0,6719)	
$invest_total_t$		0,1793 (0,5917)		0,5503 (0,6285)		-0,0070 (0,6193)		-0,1136 (0,6343)
$fecund_{t-1}$	-0,3287^^ (0,2124)	-0,5032 (0,5377)	-0,4582** (0,2223)	-0,6914 (0,5347)	-0,4316*** (0,2628)	-0,4032 (0,5645)	-0,3629 (0,2469)	-0,3901 (0,5320)
$consumo_gov_t$	0,4402 (0,4211)	0,9548 (1,5326)	1,0846** (0,5175)	1,5714 (1,2806)	0,6368 (0,5367)	0,7443 (1,4916)	0,5237 (0,5389)	0,8394 (1,3272)
$gini_{t-1}$	-0,4443 (1,0371)	0,0657 (1,5163)						
P_{FWT-1}			-0,8039* (0,1688)	-0,4859 (0,9070)				
$P_{DER(0,5)t-1}$					-1,3197 (2,4663)	0,9377 (2,3694)		
$P_{DER(1)t-1}$							-0,4243 (1,4145)	0,5984 (0,9997)
AR(2)	0,084	0,297	0,107	0,386	0,102	0,184	0,273	0,150
Hansen	0,083	0,222	0,241	0,197	0,139	0,267	0,126	0,292

Fonte: Estimções realizadas pelo autor.

Nota: A variável dependente é Δy_{it} , onde $(t) - (t-1)$ representa um diferença de 5 anos. N° de observações=108. 27 unidades federativas e 4 períodos de tempo. *Dummies* de tempo (anuais) incluídas. Estimções realizadas por GMM em Sistema em dois passos com erros-padrão robustos corrigidos por Windmeijer (2005). *, **, *** indicam que o coeficiente é significativo a 1, 5 e 10%, respectivamente. ^ e ^^ representam nível de significância de 11% e 12%, respectivamente. Erro padrão de cada coeficiente em parênteses.

Nas especificações em que o investimento é total, quase todas as variáveis se mostraram insignificantes, o que pode ser explicado pela fragilidade da *proxy* para investimento total (o consumo de energia elétrica), dada a dificuldade em se encontrar uma variável representativa para o investimento privado das unidades federativas brasileiras.

Por outro lado, as especificações que possuem investimento público como variável explicativa apresentaram boa parcela dos coeficientes significativos. Por essa razão, a seguir serão consideradas apenas as especificações das colunas (1), (3), (5) e (7)¹¹. Observa-se que, os coeficientes para os índices de desigualdade ou de polarização de renda se mostraram significativos em apenas uma dessas quatro especificações do modelo¹², a (3). A coluna (3) possui o coeficiente de Foster e Wolfson (P_{FW}) como variável explanatória do crescimento econômico, exibindo sinal negativo. Nas demais especificações, os índices de Gini (G) e Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) também apresentaram parâmetros negativos, mas não significativos.

No tocante às demais variáveis explicativas¹³, a taxa de fecundidade apresentou coeficiente negativo, o que revela que uma menor média de filhos por mulher contribui para taxas mais elevadas de crescimento do PIB *per capita*. O sinal negativo para a variável PIB *per capita* reflete que unidades federativas mais pobres (com menor produto por habitante) estão crescendo a taxas mais elevadas que as mais ricas, caracterizando a existência de um processo de convergência de renda entre as unidades federativas. Em alternativa, o consumo do governo mostrou impacto positivo nas quatro especificações, mas em apenas uma das estimações foi significativo. A variável educação (anos médios de estudo) apresentou sinal negativo, mas insignificantes em todas as estimações. O investimento público foi a única variável que não exibiu sinais esperados de acordo com a teoria, já que obteve sinal negativo e significativo nas quatro especificações do modelo.

A fim de se verificar a robustez¹⁴ dos resultados obtidos pelas estimações da tabela 17, é importante verificá-la através de estimações realizadas por outros métodos. Esses resultados se encontram nas tabelas 18 e 19.

Na tabela 18, observa-se que três dos quatro métodos empregados apresentaram significância estatística para os parâmetros da medida P_{FW} , além de serem sempre negativos, o que corrobora os resultados estimados para esse índice pelo método GMM em Sistema. O estimador de Efeitos Fixos foi o único que exibiu coeficiente insignificante¹⁵, mas ainda assim negativo. Então, uma elevação no índice P_{FW} afeta negativamente o crescimento econômico

¹¹ Especificações do modelo quando a variável investimento é pública.

¹² Modelo representado pela equação (3.4).

¹³ Apenas serão comentadas as variáveis nas especificações em que o investimento é público, por razões já mencionadas.

¹⁴ A robustez dos resultados obtidos pelas estimações de GMM em Sistema (tabela 17) foi realizada apenas nas especificações em que o investimento é público.

¹⁵ A não significância para o estimador de Efeitos Fixos pode ser decorrente do uso de um painel com poucos períodos de tempo (BALTAGI, 2008).

para o conjunto de dados utilizado. Para o índice de Gini, todos os métodos geraram coeficientes negativos, mas apenas o método GMM em Primeiras Diferenças foi significativo estatisticamente.

Tabela 18 - Robustez dos resultados das estimações realizadas por outros métodos (para Gini e P_{FW})

Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	MQO	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	GMM em primeiras diferenças	MQO	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	GMM em primeiras diferenças
y_{t-1}	-0,1340* (0,0226)	-0,0777 (0,0805)	-0,1393* (0,0238)	-0,8436* (0,2403)	-0,1245 (0,0232)	-0,0950 (0,0862)	-0,1302* (0,0242)	-0,7686* (0,1559)
$educ_{t-1}$	0,1235* (0,0488)	0,1401** (0,0633)	0,1390* (0,0447)	-0,0178 (0,0308)	0,1210* (0,0433)	0,1487** (0,0646)	0,1363* (0,0431)	0,1890 (0,1790)
$invest_{pubt}$	-0,1705 (0,2660)	-0,1908 (0,2700)	-0,1710 (0,2563)	-2,6877*** (1,1762)	-0,2048 (0,2648)	-0,1987 (0,2689)	-0,2007 (0,2547)	-2,1265*** (1,2819)
$fecund_{t-1}$	-0,2769* (0,0392)	-0,2423* (0,0650)	-0,2835* (0,0406)	-0,0992 (0,0771)	-0,2694* (0,0387)	-0,2479* (0,0656)	-0,2720* (0,0398)	-0,1258^ (0,0794)
$consumo_{govt}$	0,2620^ (0,1622)	0,4261 (0,2946)	0,2777*** (0,1649)	1,0525 (1,1351)	0,2860*** (0,1619)	0,4104 (0,2908)	0,2954*** (0,1639)	0,2671 (0,7843)
$gini_{t-1}$	-0,1246 (0,1257)	-0,0759 (0,2040)	-0,1340 (0,1332)	-1,4535** (0,6314)				
P_{FWt-1}					-0,0901*** (0,0544)	-0,0692 (0,1078)	-0,0976*** (0,0577)	-0,7004** (0,3625)

Fonte: Estimacões realizadas pelo autor.

Nota: *, **, *** indicam que o coeficiente é significativo a 1, 5 e 10%, respectivamente. ^ e ^^ representam nível de significância de 11% e 12%, respectivamente. Erro padrão de cada coeficiente em parênteses.

A tabela 19 apresenta os resultados de estimacões para o índice P_{DER} . Os parâmetros dessa medida de polarização foram insignificantes para os quatro métodos de estimacão empregados. Alguns desses parâmetros apresentaram valores positivos e outros negativos.

Nas estimacões das tabelas 5 e 6, excetuando a variável educação, as demais variáveis explicativas apresentaram sinais similares aos das estimacões realizadas por GMM em Sistema. Por outro lado, os anos médios de estudo, *proxy* para educação, exibiu sinal positivo e significativo para quase todos os métodos e especificacões, o que está de acordo com a literatura sobre crescimento econômico. É importante ressaltar que os parâmetros dessa variável, apesar de negativos nas estimacões por GMM em Sistema, não foram significativos.

Tabela 19 - Robustez dos resultados para estimações realizadas por outros métodos (para P_{DER})

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	MQO	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	GMM em primeiras diferenças	MQO	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	GMM em primeiras diferenças
y_{t-1}	-0,1345* (0,0227)	-0,0638 (0,0735)	-0,1392* (0,0239)	-0,8458* (0,2399)	-0,1343* (0,0227)	-0,0641 (0,0717)	-0,1386* (0,0239)	-0,8381* (0,2216)
$educ_{t-1}$	0,1351* (0,0453)	0,1403** (0,0644)	0,1516* (0,0453)	-0,0527 (0,3104)	0,1387* (0,0448)	0,1415** (0,0657)	0,1557* (0,0446)	-0,1850 (0,3682)
$invest_{pubt}$	-0,1622 (0,2672)	-0,1980 (0,2729)	-0,1695 (0,2580)	-1,1481 (2,2358)	-0,1640 (0,2674)	-0,2009 (0,2730)	-0,1750 (0,2589)	-1,4596 (2,4502)
$fecund_{t-1}$	-0,2734* (0,0410)	-0,2374* (0,0656)	-0,2788* (0,0426)	-0,0097 (0,2978)	-0,2701* (0,0422)	-0,2368* (0,0647)	-0,2734* (0,0435)	0,1946 (0,5541)
$consumo_{govt}$	0,2494^^ (0,1627)	0,4092 (0,2946)	0,2688* (0,1656)	2,1435 (1,4299)	0,2516^^ (0,1634)	0,4068 (0,2941)	0,2719*** (0,1660)	2,2357 (1,5680)
$P_{DER}(0,5)_{t-1}$	-0,0316 (0,1941)	0,0045 (0,2851)	-0,0270 (0,2050)	-2,5444 (1,9696)				
$P_{DER}(1)_{t-1}$					0,0089 (0,1070)	0,0117 (0,1480)	0,0230 (0,1111)	-1,2218 (0,9231)

Fonte: Estimções realizadas pelo autor.

Nota: *, **, *** indicam que o coeficiente é significativo a 1, 5 e 10%, respectivamente. ^ e ^^ representam nível de significância de 11% e 12%, respectivamente. Erro padrão de cada coeficiente em parênteses.

Por conseguinte, a partir das estimções e dos testes de robustez realizados, é possível concluir que apenas o índice de Foster e Wolfson (P_{FW}) possui uma relação negativa com o crescimento econômico para o conjunto de dados utilizados. Isso significa que a hipótese de uma classe média maior influenciar de maneira positiva o crescimento econômico foi confirmada, visto que quanto menos elevado é o índice P_{FW} , maior é o tamanho da classe média, e mais elevado é o crescimento econômico.

Então, uma classe média maior e mais estável poderia contribuir para se lograr um maior crescimento econômico, uma vez que fornece parte considerável da força de trabalho e contribui com elevada parcela da receita fiscal de um país, além de outras razões já referidas.

3.7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse estudo buscou avaliar qual o impacto da polarização de renda sobre o crescimento econômico brasileiro entre 1995 e 2014. Para tanto, foram utilizados os índices de Foster e Wolfson (P_{FW}) e de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}). Também procurou-se avaliar a influência de um índice de desigualdade de renda tradicional (Gini).

Utilizando variáveis consagradas na literatura responsáveis por explicar o crescimento econômico em conjunto com o índice de Gini, P_{FW} ou P_{DER} , chegou-se ao resultado de que apenas o índice de P_{FW} influenciou o crescimento econômico brasileiro, e de maneira

negativa. Os índices de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{FW}) e de desigualdade de Gini não foram significativos.

Conforme mencionado previamente, o índice de bipolarização de P_{FW} possui uma estreita relação com o tamanho e a importância da classe média. Portanto, uma classe média de magnitude maior, reflexo de um índice P_{FW} menor, teria um influencia positiva sobre o crescimento econômico, corroborando a literatura teórica mencionada nesse estudo.

Poucos trabalhos realizaram a análise empírica da influência da polarização de renda sobre o crescimento econômico. Dada a importância do tema, justificou-se a necessidade de realizá-lo para o Brasil e espera-se que a partir de então surjam outros trabalhos sobre esse tema tão relevante, tanto do ponto de vista econômico quanto social.

3.8 REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability and investment. **European Economic Review**, v. 40, p. 1203-1228, 1996.

ANDREWS, D.; JENCKS, C.; LEIGH, A. Do rising top incomes lift all boats? **The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy**, v. 11, n. 1, 2011.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. Chichester: John Wiley, 4. ed., 2008.

BALTAR, P. Crescimento da economia e mercado de trabalho no Brasil. **Instituto Brasileiro de Economia Aplicada (IPEA)**, Texto para discussão do IPEA nº 2036, 2015.

BANERJEE, A. V.; DUFLO, E. Inequality and growth: what can the data say? **Journal of Economic Growth**, v. 8, n. 3, p. 267-299, 2003.

BANERJEE, A. V.; DUFLO, E. What is middle class about the middle classes around the world? **Journal of Economic Perspectives**, v. 22, n. 2, p. 3-28, 2008.

BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, v. 5, n. 1, p. 5-32, 2000.

BARRO, R. J. Determinants of economic growth in a panel of countries. **Annals of Economics and Finance**, v. 4, p. 231-274, 2003.

BENHABIB, J.; RUSTUCHINI, A. Social conflict and growth. **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 1, p. 125-142.

BHATTACHARYA, J. Credit market imperfections, income distribution, and capital accumulations. **Journal of Economic Theory**, v. 11, p. 171-200, 1998.

BLUNDELL, R.; BOND, S. GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. **Econometric Reviews**, v. 19, n. 3, p. 321-340, 2000.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.

BOURGUIGNON, F. Pareto superiority of unegalitarian equilibria in Stiglitz model of wealth distribution with convex saving function. **Econometrica**, v. 49, p. 1469-1475, 1981.

BRZEZINSKI, M. Income polarization and economic growth. **National Bank of Poland**. Working Paper number 147, 2013.

CANGUSSU R. C.; SALVATO, M. A; NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: Mrw versus mincer. **Estudos Econômicos**, v. 1, n. 40, p. 153-183, 2010.

CHAGAS, A. L. S.; TONETO JR., R. Fatores determinantes do crescimento local: evidências a partir de dados dos municípios brasileiros para o período 1980-1991. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, p. 349-385, 2003.

CHAKRAVARTY, S. T. (2010). **Inequality, polarization and poverty: advances in distributional analysis**, ed. Springer, v. 6.

CLARKE, G. R. More evidence on income distribution and growth. **Journal of Development Economics**, v. 47, n. 2, p. 403-427, 1995.

DUCLOS, J.-Y.; ESTEBAN, J. E.; RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. **Econometrica**, v. 72, v. 6, p. 1737-1772, 2004.

EASTERLY, W. The middle class consensus and economic development. **Journal of Economic Growth**, v. 6, p. 317-335, 2001.

ESTEBAN, J.; GRADÍN, C.; RAY, D. An extension of a measure of polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries. **Journal of Economic Inequality**, v. 5, n. 1, p. 1-19, 2007.

ESTEBAN, J.; RAY, R. On the measurement of polarization. **Econometrica**, v. 62, n. 4, p. 819-851, 1994.

EZCURRA, R. Does income affect economic growth? The case of the European regions. **Regional Studies**, v. 43, n. 2, p. 267-285, 2009.

FERRARIO, M. N.; SANTOS, A. A. L.; PARRÉ, J. L.; LOPES, R. L. Uma análise espacial do crescimento econômico do estado do Paraná para os anos 2000 e 2004. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 3, n. 1, p. 154-177, 2009.

FIGUEIREDO, L.; NORONHA, K. V. K.; ANDRADE, M. V. **Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros**. Cedeplar/UFMG, Texto para discussão nº 219, 2003.

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

FOSTER, J. E.; WOLFSON, M. C. Polarization and the decline of the middle class: Canada and the US. **Oxford Poverty & Human Development Initiative (OPHI)**. Oxford Department of International Development (UK), Working Paper number 31, 1992.

FOSTER, J. E.; WOLFSON, M. C. Polarization and the decline of the middle class: Canada and the US. **Journal of Economic Inequality**, v. 8, n. 2, p. 247-273, 2010.

GLAESER, E. L.; J. SCHEINKMAN, J.; SHLEIFER, A. The injustice of inequality, **Journal of Monetary Economics**, v. 50, p. 199-222, 2003.

HERZER, D.; VOLLMER, S. Inequality and growth: evidence from panel cointegration. **Journal of Economic Inequality**, v. 10, n. 4, p. 489-503, 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Estimativas Populacionais**. Acesso em 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**, 1995-2014. Acesso em 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema de Contas Nacionais**. Acesso em 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema de Contas Regionais**. Acesso em 2017.

KEEFER, P.; KNACK, S. Polarization, politics and property rights: links between inequality and growth. **Public Choice**, v. 111, p. 127-154, 2002.

LAMONICA, M. T.; FEIJÓ, C. A. Crescimento e industrialização no Brasil: uma interpretação a luz das propostas de Kaldor. **Revista de Economia Política**, v. 31, n. 1, p. 118-138, 2011.

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

MONTENEGRO, R. L. G.; LOPES, T. H. C. R.; RIBEIRO, L. C. de S.; DA CRUZ, I. S.; DE ALMEIRA, C. P. R. Efeitos do crescimento econômico sobre os estados brasileiros (1992-2006). **Economia Aplicada**, vol. 18, n. 2, p. 215-241, 2014.

MOTIRAM, S.; SARMA, N. (2014). Polarization, inequality and growth: the Indian experience. **Oxford Development Studies**, v. 42, n. 3, p. 297-318, 2014.

NORONHA, K.; FIGUEIREDO, L.; ANDRADE, M. V. Health and economic growth among the states of Brazil from 1991 to 2000. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 27, n. 2, p. 269–283, 2010.

PANIZZA, U. Income inequality and economic growth: evidence from American data. **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 1, p. 25-41, 2002.

PEROTTI, R. Political equilibrium, income-distribution, and growth. **Review of Economic Studies**, v. 60, p. 755-776, 1993.

PARTRIDGE, M. D. Is inequality harmful for growth? Comment. **American Economic Review**, v. 87, p. 1019–1032, 1997.

PORTUGAL, M. S.; SOUZA, N. J. Fatores de crescimento da região Sul, 1960/1995. **Economia Aplicada**, v. 3, n. 4, p. 577-613, 1999.

PRESSMAN, S. The decline of the middle class: an international perspective. **Journal of Economics Issues**, v. 41, n. 1, 2007.

ROODMAN, D. A Note on the Theme of Too Many Instruments. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.

SVENSSON, J. Investment, property rights and political instability: theory and evidence. **European Economic Review**, v. 42, n. 7, p. 1317-1341, 1998.

VOITCHOVSKY, S. Does the profile of income inequality matter for the economic growth? **Journal of Economic Growth**, v. 10, n. 3, p. 273-296, 2005.

VOITCHOVSKY, S. Inequality and economic growth. In W. Salverda, B. Nolan & T. Smeeding (Eds). **The Oxford Handbook of Economic Inequality** (p. 549-574). Oxford: Oxford University Press, 2009.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient twostep GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, n. 1, p. 25-51, 2005.

WOLFSON, M.C. When inequalities diverge. **American Economic Review**, v. 84, n. 2, p. 353-358, 1994.

3.9 APÊNDICE A - VALORES DOS ÍNDICES DE GINI, DE FOSTER E WOLFSON E DE DUCLOS, ESTEBAN E RAY UTILIZADOS NAS ESTIMAÇÕES

Tabela 20 - Índices de Gini e de Foster e Wolfson

Unidade Federativa	Gini				P _{FW}			
	1995	1999	2004	2009	1995	1999	2004	2009
Acre	0,560314	0,602646	0,590602	0,612498	0,582541	0,683543	0,609553	0,579534
Alagoas	0,640518	0,583890	0,570147	0,551332	0,586701	0,596132	0,482665	0,475124
Amapá	0,542370	0,537218	0,557520	0,497063	0,598948	0,551363	0,534691	0,489277
Amazonas	0,574969	0,546262	0,541631	0,524916	0,549582	0,529682	0,499377	0,468325
Bahia	0,622679	0,605861	0,573314	0,568631	0,567925	0,561004	0,523212	0,513582
Ceará	0,609727	0,609096	0,599160	0,561085	0,589426	0,559777	0,576979	0,487876
Distrito Federal	0,581196	0,629130	0,629242	0,621519	0,694535	0,795363	0,861999	0,840542
Espírito Santo	0,608989	0,568828	0,557290	0,533921	0,618092	0,587554	0,510607	0,435505
Goiás	0,558764	0,549026	0,531910	0,495932	0,454292	0,497420	0,409312	0,364541
Maranhão	0,568641	0,572901	0,623132	0,553474	0,513023	0,484246	0,544920	0,497489
Mato Grosso	0,569018	0,530990	0,525946	0,504192	0,523302	0,502868	0,494397	0,387001
Mato Grosso do Sul	0,535769	0,550491	0,524253	0,521621	0,535347	0,529674	0,498172	0,425161
Minas Gerais	0,598838	0,579281	0,548033	0,519369	0,585928	0,544900	0,444941	0,407314
Pará	0,590763	0,580639	0,548474	0,518128	0,559157	0,560370	0,502703	0,457624
Paraíba	0,603011	0,642409	0,611263	0,602347	0,539864	0,671687	0,558619	0,513643
Paraná	0,586028	0,578587	0,552857	0,496665	0,594107	0,585801	0,517251	0,443053
Pernambuco	0,584094	0,619560	0,620187	0,567458	0,525238	0,594033	0,583732	0,480986
Piauí	0,567376	0,592666	0,611652	0,554229	0,511397	0,560643	0,525753	0,512410
Rio de Janeiro	0,579056	0,568843	0,551158	0,541190	0,588166	0,552542	0,524846	0,489596
Rio Grande do Norte	0,609687	0,599836	0,578763	0,562687	0,565204	0,556871	0,529711	0,481670
Rio Grande do Sul	0,577277	0,571380	0,536125	0,500949	0,581748	0,587750	0,498172	0,434177
Rondônia	0,574043	0,558340	0,533425	0,499281	0,595099	0,582231	0,409710	0,420567
Roraima	0,436303	0,503869	0,559201	0,525391	0,367747	0,506216	0,577252	0,514469
Santa Catarina	0,541417	0,526229	0,464142	0,466994	0,508653	0,466669	0,400998	0,395608
São Paulo	0,544133	0,543520	0,530717	0,488158	0,498767	0,528919	0,489893	0,420512
Sergipe	0,559819	0,613914	0,565356	0,578688	0,546823	0,543348	0,565115	0,506199
Tocantins	0,620037	0,588054	0,572705	0,515236	0,555180	0,502204	0,482904	0,465235

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

Tabela 21 - Índice de Duclos, Esteban e Ray (para $\alpha=0,5$ e $\alpha=1$)

Unidade Federativa	P _{DER} (0,5)				P _{DER} (1)			
	1995	1999	2004	2009	1995	1999	2004	2009
Acre	0,280191	0,291335	0,335442	0,344697	0,178648	0,184252	0,298041	0,309945
Alagoas	0,382329	0,338840	0,322531	0,312410	0,391610	0,317641	0,288301	0,282038
Amapá	0,268263	0,269993	0,315545	0,276677	0,163371	0,169171	0,272333	0,202240
Amazonas	0,325004	0,314019	0,309309	0,298923	0,285947	0,273943	0,263504	0,250450
Bahia	0,367547	0,354236	0,334343	0,329437	0,390222	0,346772	0,327088	0,324873
Ceará	0,353243	0,350480	0,350531	0,322305	0,342030	0,331768	0,339905	0,298121
Distrito Federal	0,319245	0,369076	0,352957	0,377941	0,245390	0,356224	0,292200	0,383759
Espírito Santo	0,322313	0,310924	0,321379	0,307157	0,249675	0,241785	0,282830	0,265486
Goiás	0,321328	0,317783	0,308982	0,286779	0,300077	0,288149	0,279218	0,251959
Maranhão	0,317437	0,329780	0,352835	0,312313	0,267507	0,299429	0,323901	0,269525
Mato Grosso	0,326346	0,294792	0,302663	0,288747	0,296293	0,230892	0,258059	0,245710
Mato Grosso do Sul	0,298233	0,315094	0,300792	0,303971	0,231144	0,274085	0,259716	0,265988
Minas Gerais	0,348794	0,336426	0,317687	0,301337	0,356787	0,322380	0,299663	0,279246
Pará	0,327660	0,320398	0,315232	0,297739	0,270807	0,259860	0,277626	0,256194
Paraíba	0,343956	0,338827	0,355350	0,350918	0,315716	0,266929	0,338961	0,348699
Paraná	0,336171	0,332392	0,317939	0,286827	0,304819	0,301789	0,284190	0,242210
Pernambuco	0,342857	0,362430	0,364727	0,328826	0,339380	0,362078	0,372130	0,325882
Piauí	0,313937	0,333978	0,346357	0,312114	0,263500	0,290312	0,315135	0,264009
Rio de Janeiro	0,341054	0,332182	0,319738	0,317365	0,335359	0,311188	0,287468	0,296935
Rio Grande do Norte	0,355095	0,344236	0,329939	0,321345	0,337552	0,317243	0,295800	0,288980
Rio Grande do Sul	0,335870	0,321693	0,307547	0,289175	0,323948	0,267914	0,267162	0,246028
Rondônia	0,296181	0,294787	0,306573	0,275467	0,205381	0,210972	0,268934	0,205154
Roraima	0,232153	0,266651	0,288047	0,280593	0,146211	0,167590	0,195277	0,199913
Santa Catarina	0,308960	0,299117	0,269461	0,273256	0,262171	0,249098	0,217886	0,228798
São Paulo	0,316234	0,316668	0,307866	0,284874	0,290003	0,281507	0,272641	0,243778
Sergipe	0,300773	0,353736	0,307325	0,327817	0,225827	0,330092	0,236671	0,289882
Tocantins	0,358276	0,336604	0,327374	0,284802	0,339908	0,303338	0,292409	0,216473

Fonte: Adaptado de PNAD/IBGE (2016).

3.10 APÊNDICE B - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS

Tabela 22 - Estatísticas descritivas das variáveis (para variáveis relacionadas ao crescimento econômico)

Variável	Número de observações	Média	Desvio- Padrão	Valor mínimo	Valor máximo
Δy	108	0,119	0,057	-0,056	0,330
y	108	9,728	0,501	8,759	11,110
educ	108	1,734	0,227	1,167	2,266
invest_pub	108	0,031	0,027	0,007	0,163
invest_total	108	0,178	0,177	0,011	0,935
fecund	108	0,972	0,183	0,590	1,429
consumo_gov	108	0,128	0,054	0,059	0,328
gini	108	0,563	0,040	0,436	0,642
P _{FW}	108	0,530	0,082	0,365	0,862
P _{DER} (0,5)	108	0,319	0,027	0,232	0,382
P _{DER} (1)	108	0,280	0,050	0,146	0,392

Fonte: Elaboração do autor.

4 POLARIZAÇÃO DE RENDA E CONFLITOS SOCIAIS: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL

Resumo: Segundo Chakravarty (2010), a ocorrência de conflitos sociais está associada positivamente à polarização econômica, ou seja, quanto maior a polarização, mais elevada é a insatisfação social, culminando em índices mais elevados de violência e criminalidade. A finalidade desse estudo será investigar a influência da polarização de renda sobre as taxas criminalidade no Brasil e comprovar se ela é realmente positiva. As *proxies* para criminalidade serão as taxas de homicídios intencionais e de roubos e furtos de veículos. Os resultados detectaram que o índice de polarização de Duclos Esteban e Ray (P_{DER}), assim como o de Gini, possuem impactos positivos sobre as taxas de homicídios intencionais e de roubos e furtos de veículos, enquanto que a medida de polarização Foster e Wolfson (P_{FW}) mostrou relação positiva apenas para as taxas de homicídios intencionais.

Palavras-chave: Polarização de renda. Conflitos sociais. Criminalidade.

Classificação JEL: D31, D63, D74.

Abstract: According to Chakravarty (2010), the occurrence of social conflicts is positively associated with economic polarization, that is, the greater the polarization, the higher social discontent, culminating in higher rates of violence and criminality. The purpose of this study will be to investigate the influence of income polarization on crime rates in Brazil and to verify if it is indeed positive. *Proxies* for crime will be the rates of intentional homicide and theft and robbery of vehicles. The results showed that Duclos, Esteban and Ray the polarization measure (P_{DER}), as well as that of Gini, have a positive impact on intentional homicide and theft of vehicles rates, while the Foster and Wolfson polarization measure (P_{FW}) showed a positive relationship only to intentional homicide rates.

Keywords: Income polarization. Social conflicts. Criminality.

JEL Classification: D31, D63, D74.

4.1 INTRODUÇÃO

Segundo Cramer (2005), é quase universal a hipótese de que uma má distribuição de recursos e riqueza causa revolta social e violência. O autor destacou que estudos sobre a relação entre desigualdade econômica e conflitos sociais violentos utilizaram uma variedade de categorias de violência e conflito, tais como taxas de homicídios, de roubos e furtos e número de mortos em guerras civis, constatando a ampla definição do que pode ser considerado como conflitos sociais.

Para Esteban e Schneider (2008), são os grupos, ao invés de indivíduos¹, os atores decisivos em conflitos violentos de grande escala. A polarização da distribuição da população de uma determinada característica, seja econômica, étnica, religiosa ou política, é a variável-chave para essa abordagem. A hipótese central é de que o conflito está relacionado

¹ O conceito de polarização está associado a grupos, enquanto que o de desigualdade está relacionado a indivíduos (como o índice Gini).

positivamente à polarização social, econômica, religiosa ou política, ou seja, quanto maior a polarização, mais elevado é o descontentamento social, o que elevaria a ocorrência de conflitos.

Wood e Lovell (1992), Lovell (1999) e Wood, de Carvalho e Horta (2010) apontaram que as diferenças de renda existentes entre as classes sociais no Brasil é um fator importante que explica a criminalidade no Brasil, sugerindo que os crimes cometidos no País seriam mais de natureza econômica que, por exemplo, étnica, racial ou religiosa. Portanto, para o Brasil, é de esperar que a criminalidade esteja mais associada à polarização de renda que à étnica, diferentemente do que pode ocorrer em outros países.

O propósito central desse estudo será analisar se o impacto da polarização de renda sobre a criminalidade no Brasil é significativo e, se de fato, é positivo, conforme afirma a literatura. Para tal, se fará uso de painéis com dados das unidades federativas brasileiras entre 2003 e 2015. As *proxies* para conflitos sociais serão as taxas de homicídios intencionais ou dolosos e de roubos e furtos de veículos.

4.2 RELAÇÃO ENTRE POLARIZAÇÃO E CONFLITOS SOCIAIS

Nessa seção, serão apresentados a teoria que relaciona a polarização com a ocorrência de conflitos sociais e alguns dos principais trabalhos empíricos sobre essa associação. Também serão expostos alguns dos estudos que associaram a desigualdade de renda com os conflitos, principalmente àqueles realizados para o Brasil.

4.2.1 Teoria

A abordagem proposta por Esteban e Ray (1994) e por Duclos, Esteban e Ray (2004) enxerga o fenômeno da polarização estreitamente associado à geração de tensões e conflitos sociais. Segundo autores como Østby (2008) e Esteban e Schneider (2008), a polarização pode ser econômica (de renda ou riqueza), social, étnica ou religiosa, e ambas as categorias podem estar relacionadas ao conflito coletivo (entre grupos), uma vez que quanto mais polarizada é uma sociedade, de acordo com vários aspectos distribucionais, maior é a probabilidade da ocorrência e da intensificação de conflitos, gerando instabilidade social.

Para Chakravarty (2010), medidas de bipolarização, como a de Foster e Wolfson (1992, 2010), também poderiam gerar tensões sociais, pois uma classe média maior e mais

próspera, como mediadora entre os ricos e os pobres, contribuiria para uma maior estabilidade social e política.

Segundo Esteban e Ray (1999, 2011), o conflito é entendido como uma situação na que, na ausência de uma regra de decisão coletiva, grupos sociais com interesses opostos incorrem em perdas a fim de aumentar a probabilidade de obter um resultado de acordo com suas preferências. Segundo essa definição, conflitos estão mais associados a problemas de grupos que a de indivíduos. Logo, isso implica que em situações de conflito, é relevante descobrir o modo como os indivíduos se distribuem nos grupos sociais, pois havendo interesses divergentes entre os grupos, essa distribuição dos indivíduos determinará o seu poder e a sua capacidade destrutiva. Ademais, os conflitos surgem em situações que carecem de mecanismos adequados de decisão coletiva.

Os conflitos sociais podem ser basicamente de dois tipos: guerras civis, geralmente derivadas de conflitos étnicos ou religiosos, ou criminalidade do cotidiano, ocasionada em alto grau pelas diferenças de renda em grupos sociais (STEWART, 2002).

Becker (1968) foi um dos precursores da literatura econômica sobre o crime, apresentando um modelo microeconômico de escolha racional no qual os indivíduos decidem se vão cometer crimes ou não a partir dos benefícios e custos decorrente da atividade criminal. No modelo, Becker propõe que o crime seja considerado uma atividade econômica e pressupõe que um indivíduo cometerá um determinado crime agindo de maneira racional, isto é, se a utilidade esperada do criminoso for superior a que ele teria se alocasse seu tempo em outras atividades consideradas lícitas. O autor enfatizou que sociedades mais polarizadas estão mais sujeitas à ocorrência de conflitos sociais, crimes e violência de maneira geral.

Segundo Esteban, Mayoral e Ray (2012), a polarização econômica (de renda ou riqueza) é uma potencial causa de conflito. A ênfase sobre desigualdade ou polarização como causadoras do conflito é natural, de maneira que é razoável esperar que os mais pobres possuam fortes sentimentos de alienação² em relação aos ricos, separando-os em grupos distintos.

Østby (2008) enfatizou que parcela significativa dos estudos se concentrou em explicar a ocorrência de conflitos através de indicadores que mensuravam a desigualdade entre indivíduos (como Gini) e não entre grupos (como polarização). Além disso, a maior parte desses estudos considerou somente polarização econômica como explicativa para o surgimento dos conflitos (geralmente de renda), não levando em consideração outras

² Sentimento que um indivíduo possui em relação a um outro de outro grupo. Conceito introduzido por Esteban e Ray (1994).

dimensões, tais como etnia, religião, etc. O potencial conflito decorrente da polarização é usualmente explicado através de uma única dimensão, como etnicidade (MONTALVO; REYNAL-QUEROL, 2005a, 2005b) ou bem-estar econômico (ESTEBAN; RAY, 1994; DUCLOS; ESTEBAN; RAY, 2004).

Stewart (2002) apontou que a desigualdade pode ocorrer em diferentes dimensões, como políticas, econômicas ou sociais. Em suma, a desigualdade não é necessariamente não-relacionada com conflito, mas essa relação depende se o foco está nos indivíduos ou grupos e que dimensões da desigualdade estão sendo mensuradas e utilizadas como explicativas para a ocorrência dos conflitos. Enquanto desigualdades horizontais são referidas à distribuição de alguma variável como um todo, a polarização implica algum tipo de agrupamentos na distribuição.

Então, para Stewart (2002), Østby (2008) e Esteban e Schneider (2008), são as desigualdades “horizontais” (como polarização) que explicam os conflitos, e estes ocorrem quando poder e recursos entre grupos são diferentes em um ou mais sentidos, como renda, riqueza, idioma, etnia ou religião. Portanto, o foco deve ser na polarização ou desigualdade entre grupos, e não entre indivíduos. Desigualdades sistêmicas entre grupos são relacionadas de perto pela polarização econômica e étnica, frequentemente referidas como “desigualdades horizontais” (ØSTBY, 2008). “Desigualdade horizontal” se diferencia da “vertical” por esta última se referir à desigualdade existente entre indivíduos e não a grupos, como a primeira (STEWART, 2000).

Para Esteban e Schneider (2008), polarização ideológica, econômica ou política entre grupos rivais é a principal fonte de conflito e, portanto, um dos impedimentos-chave ao progresso político e social. Uma sociedade pode ser dividida em grupos de acordo com critérios distintos, como renda, riqueza, religião, etnias, raças, preferências políticas, etc. Enfatizaram que o aumento na polarização eleva a probabilidade de ocorrência de um conflito, incluindo violência armada.

Esteban e Ray (1999) desenvolveram um modelo que relacionou níveis e padrões de conflito com distribuições de características individuais, que podem ser renda, etnia, entre outras. Os autores demonstraram que o nível de conflito aumenta com a magnitude da polarização. Se há apenas dois grupos, a intensidade do conflito é mais pronunciada, com uma distribuição bimodal da população em relação a objetivos opostos.

Esteban e Ray (2005) focaram em etnicidade e religião, ao invés de classes sociais, para dividir de grupos, enfatizando que se deve procurar qual a dimensão específica que é mais relevante para explicar cada conflito em particular. Desigualdade ou polarização de

renda sempre foram vistas como relacionadas de forma estreita ao conflito social. Contudo, a literatura contemporânea tem mudado a ênfase de classe (referente à renda) para conflito étnico (ESTEBAN; RAY, 2011). A hipótese central assumida é que a diversidade étnica é um fator-chave para o conflito étnico.

Os conflitos étnicos ocorrem entre grupos que são distintos em um ou mais aspectos (como renda, religião, etnia), e ocorre quando um determinado grupo se sente discriminado por outro ou outro grupo disfruta de privilégios dos quais tem medo perder.

Uma divisão de classes cria grupos que mostram forte homogeneidade econômica intra-grupos. Enquanto isso torna o conflito de classes claro e bem-definido, ele também é extremamente prejudicial aos mais pobres, uma vez que o custo de oportunidade em obter recursos é muito elevado para eles. Por outro lado, os mais ricos possuem um baixo custo de oportunidade para obter os mesmos recursos. Em contraste, alianças étnicas mostram elevada heterogeneidade econômica intra-grupos. Especificamente, os mais ricos poderiam ofertar recursos para um determinado conflito, enquanto que os mais pobres forneceria sua mão-de-obra. Essa seria uma relação sinérgica que poderia ser utilizada de forma poderosa e o que estaria faltando numa aliança baseada apenas em classes de renda. (ESTEBAN; RAY, 2008a, 2008b)

Logo, a existência de uma identidade étnica em um grupo não é suficiente para explicar a sua mobilização, já que se deve investigar se e sob que circunstâncias a etnicidade pode ser um fator saliente em relação ao conflito violento (ØSTBY, 2008). Por conseguinte, a identidade étnica não é um fator suficiente para produzir conflitos violentos.

Esteban e Ray (2011) apresentaram um modelo que relaciona o conflito com medidas de diversidade étnica, destacando dois diferentes conceitos: fracionalização e polarização. A fracionalização étnica aumenta quando o número de grupos étnicos em uma sociedade aumenta e pode ser interpretado como a probabilidade que dois indivíduos selecionados aleatoriamente pertençam a diferentes grupos étnicos. Por outro lado, a polarização étnica aumenta quando há poucos e igualmente grupos grandes com características homogêneas dentro de cada grupo, e diferenças em um conjunto de características entre diferentes grupos. Índices de polarização possuem o maior valor quando há dois grupos relativamente grandes como exatamente o mesmo tamanho.

4.2.2 Estudos empíricos

Muitos estudos buscaram identificar o impacto da desigualdade de renda sobre a existência ou a intensificação dos conflitos sociais, tais como homicídios, roubos, furtos, outros crimes violentos, entre outros. Com esse intuito, os trabalhos de Alesina e Perotti (1996) e Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998) podem ser destacados.

Alesina e Perotti (1996) demonstraram que uma maior desigualdade na renda dos indivíduos gera um incremento nos conflitos sociais. Os autores utilizaram uma amostra de 72 países para o período entre 1960 e 1985 e chegaram ao resultado de que a desigualdade de renda eleva a instabilidade sócio-política dos países.

Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998) demonstraram existir uma relação significativa entre desigualdade de renda, mensurada pelo índice de Gini, e a ocorrência de conflitos, como homicídios e roubos. Os autores utilizaram uma pesquisa das Organizações das Nações Unidas (ONU) sobre delinquência mundial e utilizaram dados anuais de criminalidade *cross-country* para o período 1970-1994. Os resultados indicaram que aumentos na desigualdade de renda geravam incrementos nos índices de criminalidade.

Outros estudos posteriores foram realizados associando a criminalidade com a desigualdade de renda para diversos conjuntos de países. No entanto, nesse trabalho, o foco será apresentar os principais realizados para o Brasil. A seguir serão destacados, portanto, aqueles realizados para o Brasil, tanto em nível estadual quanto municipal que se destacaram ao relacionar a criminalidade à desigualdade de renda, geralmente mensuradas pelo coeficiente de Gini ou Theil.

Araujo Junior e Fajnzylber (2000) utilizaram o índice de Theil como indicador para a desigualdade de renda das microrregiões mineiras para os anos de 1980 e 1991. Encontraram que a desigualdade de renda era positivamente correlacionada com as taxas de homicídios, negativamente associada às taxas de roubos de veículos e não significativa estatisticamente em relação aos outros crimes patrimoniais. Para os autores, a relação negativa entre roubos de veículos e desigualdade de renda indicou que esse tipo de crime é mais usual ocorrer em regiões mais ricas e de baixa desigualdade, nas quais há um maior contingente de indivíduos que podem ser considerados como “público-alvo” pelos criminosos.

Mendonça (2001), utilizando metodologia de dados em painel, testou a influência da desigualdade de renda sobre as taxas de criminalidade para os estados brasileiros entre 1985 e 1995. A conclusão do autor foi que a desigualdade de renda exerceu um efeito positivo e

significativo sobre a criminalidade dos estados brasileiros, ou seja, uma maior desigualdade estava associada a uma maior criminalidade.

Fajnzylber e Araujo Junior (2001) utilizaram a taxa de homicídios intencionais como *proxy* de criminalidade para os estados brasileiros durante o período 1981-1996. Através de um modelo de dados em painel com algumas variáveis explicativas, encontraram que a desigualdade de renda estava positivamente correlacionada com a taxa de homicídios. Ademais, utilizando estimações através do método generalizado dos momentos (GMM), encontraram evidências de que a criminalidade possui um “efeito inercial”, ou seja, os valores correntes das taxas de homicídios possuíam efeito sobre os seus valores futuros.

Carrera-Fernandez e Lobo (2005) utilizaram dados em painel para os dez municípios que compreendiam a região metropolitana de Salvador, buscando encontrar os principais determinantes da criminalidade na região durante o período 1993-1999. Esse estudo se diferencia da grande maioria por utilizar como variável dependente a variação na taxa criminal, uma vez que, de praxe, se utiliza o seu nível. Uma das variáveis explicativas que se mostrou significativa para explicar as variações nas taxas de crimes cometidos nos municípios foi a desigualdade de renda, sugerindo que aumentos nas atividades criminosas estavam associados a elevações na concentração de renda³ dos municípios da região metropolitana de Salvador. Os resultados foram significativos e similares para o total de crimes, o total de crimes contra o patrimônio, roubos e furtos.

Scorzafave e Santos (2009) encontraram evidências de que a desigualdade de renda provocou aumento nas taxas de criminalidade para os municípios do estado de São Paulo entre 2004 e 2006⁴. Não obstante, essa relação positiva entre as duas variáveis ocorreu apenas quando os crimes considerados foram contra a pessoa ou contra o patrimônio, mas não para homicídios.

Sachsida et al. (2010) verificaram que a desigualdade de renda influenciou as taxas de homicídios intencionais, através do uso de um modelo de dados em painel para as unidades federativas brasileiras durante o período 1981-1995. Assim como em Fajnzylber e Araujo Junior (2001), também encontraram evidências de que a criminalidade possui um comportamento inercial. Ademais, através do teste de causalidade de Granger, verificaram que a desigualdade de renda causava a criminalidade, e não o inverso, o que deu suporte à

³ A *proxy* utilizada para a concentração de renda foi estabelecida pela relação entre o número de veículos e o consumo residencial de energia elétrica.

⁴ A variável dependente utilizada foi calculada como a média dos crimes entre 2004 e 2006 (para cada 100 mil habitantes).

ideia de que a desigualdade de renda é um determinante inequívoco da criminalidade no Brasil.

Resende e Andrade (2011) verificaram a influência da desigualdade de renda (através do índice de Gini) sobre a criminalidade em 225 municípios brasileiros para o ano de 2004. Através da estimação de um modelo de corte transversal, os autores testaram o impacto da desigualdade de renda sobre tipologias distintas de crimes, como homicídios, roubos e furtos de veículos e cargas, estupros e crimes envolvendo drogas. Os resultados indicaram que o efeito da desigualdade apresentou correlação positiva e robusta com a criminalidade, sobretudo em relação aos crimes contra o patrimônio, o que geraria perdas significativas de bem-estar social.

A partir do surgimento de medidas de polarização de renda nos anos 1990, estas começaram a ser testadas como alternativa aos índices de Gini ou Theil como explicativas para os conflitos sociais ou criminalidade de maneira geral⁵. Os estudos a seguir utilizaram índices de polarização⁶ como motivadores para o conflito existente nas sociedades.

O objetivo de Østby (2008) foi o de comparar medidas puras de polarização étnica e econômica com as medidas de desigualdade horizontais e medidas de polarização bidimensionais, que cobriam ambos aspectos étnicos e econômicos. Os resultados indicaram que a polarização econômica (de renda) era positivamente relacionada com a eclosão de conflitos sociais. Para tanto, o autor utilizou um painel com dados de 39 países em desenvolvimento durante o período 1986-2004. A variável dependente escolhida foi binária, assumindo 1 se houve conflito em algum determinado ano e 0, caso contrário. As variáveis utilizadas como explicativas para o conflito, além da polarização econômica ou étnica, foram o tamanho da população e o PIB *per capita*, em logaritmos naturais.

Para o Brasil, Theodoro e Scorzafave (2010) estimaram o efeito da polarização de renda sobre a criminalidade nos municípios do estado de São Paulo para os anos de 2000 a 2002⁷. Fizeram uso da medida de polarização de Duclos, Esteban e Ray (2004) como índice de polarização de renda e de modelos de corte transversal, empregando modelos de auto-correlação espacial (SAR e SEM). A conclusão foi que a medida de polarização possuiu efeito positivo e significativo sobre a taxa de crimes sobre o patrimônio, mas não foi significativa sobre a taxa de crimes contra a pessoa e homicídios dolosos, corroborando a hipótese inicial

⁵ Esses estudos começaram a ser realizados sobretudo a partir de meados da primeira década dos anos 2000. Existem poucos trabalhos empíricos que explorem essa questão. Para o Brasil, há apenas o de Theodoro e Scorzafave (2010), que utilizaram dados apenas do estado de São Paulo.

⁶ A polarização pode se referir a diversos aspectos: econômico, étnico, religioso, político, etc.

⁷ Os autores utilizaram a média dos crimes cometidos nos três anos como variável dependente no modelo.

dos autores de que a polarização de renda estaria mais fortemente relacionada aos crimes patrimoniais⁸ quando comparada aos demais tipos de crime.

Morales (2012) buscou identificar a influência da polarização de renda sobre os conflitos sociais no Chile durante o período 2006-2009. O autor fez uso de dados das 13 regiões do País, utilizando como controles as taxas de desemprego e de urbanização e o PIB *per capita* (em logaritmo natural). A variável de conflito (dependente) foi a taxa de denúncias de delitos de maior conotação social, a qual inclui furtos, roubos com violência, estupros e homicídios para cada 100 mil habitantes. O estudo demonstrou que a polarização de renda possuiu um efeito positivo sobre o conflito social nas regiões chilenas.

Esteban, Mayoral e Ray (2012) examinaram a relação entre medidas de polarização étnica⁹, entre as quais está a polarização étnica, e o conflito social. Para tanto, utilizaram dados quinquenais durante o período 1960-2008 de uma amostra composta por 138 países. A variável utilizada como representativa para o conflito foi binária, uma vez que as informações referentes ao número de mortes por ano por país eram muito limitadas e inconfiáveis, segundo os autores. Utilizaram como controles adicionais¹⁰ o tamanho da população, o PIB *per capita*, o “nível” de democracia, entre outros. Os resultados indicaram que o conflito esteve fortemente associado às três medidas de diversidade étnica, corroborando a teoria proposta por Esteban e Ray (2011), o que revela que a polarização e a fracionalização influenciam o conflito conjuntamente. Os conflitos internos nos países contabilizam uma enorme quantidade de mortos e privações nos dias atuais. Ademais, segundo os autores, os conflitos civis parecem ser étnicos por natureza, ou seja, mais da metade desses conflitos desde a Segunda Guerra Mundial foram classificados como étnico ou religioso, principalmente em países da África e da Ásia.

4.3 CONFLITOS SOCIAIS NO BRASIL

De acordo com Stewart (2002), em muitos aspectos, o Brasil é similar aos Estados Unidos, com desigualdades raciais originadas durante a escravidão. Contudo, há um contraste, uma vez que no Brasil não há revoltas raciais e pressões sociais por de grupos étnicos específicos (como negros) assim como há nos Estados Unidos, embora haja um elevado nível

⁸ Os crimes contra o patrimônio, segundo os autores, pareciam ter mais motivações econômicas que os demais, uma vez que gerariam ganhos financeiros de forma garantida para os criminosos.

⁹ Utilizaram o modelo proposto por Esteban e Ray (2011) como base para realizar o estudo empírico. De acordo com esse modelo, o nível ótimo de conflito *per capita* depende essencialmente de três medidas de diversidade étnica (polarização, fracionalização e índice de Greenberg-Gini), além de outras variáveis.

¹⁰ As variáveis de controle utilizadas foram as sugeridas por Fearon e Laitin (2003).

de criminalidade no Brasil. Wood e Lovell (1992), Lovell (1999) e Wood, de Carvalho e Horta (2010) argumentaram que o principal problema do Brasil se refere às diferenças de renda existentes entre os grupos sociais (classes) e não às raciais, ou seja, os conflitos sociais no Brasil seriam mais de natureza econômica que étnica ou racial.

A explicação pode decorrer do fato de que raça é uma categoria “instável” e a mobilidade de uma categoria para outra é relativamente fácil, não agindo como um agente mobilizador (STEWART, 2002). Nesse sentido, Wood, de Carvalho e Horta (2010) destacaram que um brasileiro de pele escura que também é pobre geralmente se classifica ou é classificado pelos demais como negro ou preto. Por outro lado, é mais provável que um indivíduo de alto *status* social com o mesmo tom escuro de pele se classifique como pardo, moreno ou com outro termo mais próximo da cor branca. Os autores enfatizaram que a identidade subjetiva no Brasil é, por conseguinte, baseada na aparência física, entretanto sempre em combinação com outros fatores, como renda, educação e símbolos relacionados à classificação social.

Stewart (2002) destacou que as desigualdades horizontais (econômicas e sociais) provocaram conflitos em países como Brasil, Uganda e Sri Lanka. Em Uganda e Sri Lanka, os conflitos decorreram da existência de guerra civil nos respectivos países. Por outro lado, no Brasil, o conflito foi caracterizado pelos elevados níveis de criminalidade existentes no País.

As guerras civis, destacadas por Esteban e Ray (2005, 2008a, 2008b, 2011), ocorrem, sobretudo, em países de África e Ásia, e decorrem do conflito étnico e religioso. Entretanto, conforme já mencionado, esse não é o caso do Brasil, que é afetado preferencialmente por conflitos sociais do cotidiano, como os crimes cometidos contra a pessoa (homicídios intencionais e estupros) e contra o patrimônio (roubos, furtos e tráfico de drogas).

4.3.1 Dados de atividades criminais para o Brasil

Existem duas bases de dados importantes para o Brasil sobre atividades relacionadas ao crime. A primeira é elaborada e divulgada pelo Ministério da Saúde, através do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), que fornece taxas de homicídios intencionais, muito utilizadas como *proxy* para criminalidade. Os dados podem ser obtidos anualmente e desagregados para todas as unidades federativas brasileiras.

A segunda base de dados criminais é disponibilizada pela Secretaria Nacional de Segurança Pública, através do Sistema Nacional de Informações sobre Segurança Pública (SINESP), a qual constitui parte do processo de construção de um Sistema Nacional de

Estatística de Segurança Pública e Justiça Criminal. As estatísticas são construídas a partir do número de ocorrências registradas pela Polícia Civil de todas as unidades federativas brasileiras, gerando informações para as regiões, as unidades federativas, as capitais e os cem maiores municípios brasileiros (SANTOS; KASSOUF, 2008). São disponibilizados dados referentes a crimes contra a propriedade, que estão mais relacionados à motivação econômica, e crimes contra a pessoa, que se pressupõe que geralmente estão menos associados à motivação econômica. São divulgados dados sobre homicídios dolosos, estupros, latrocínios, roubos e furtos.

A maior parcela de estudos empíricos sobre as causas da criminalidade no Brasil tem utilizado as taxas de homicídios intencionais como *proxy* para criminalidade. De acordo com Santos e Kassouf (2008), essa questão decorre de que há poucos dados disponíveis sobre as outras tipologias de crime, que possibilitariam utilizar outras variáveis como *proxies* para o comportamento criminal, além das taxas de homicídios intencionais. Segundo os autores, ao se fazer isso, assume-se a hipótese de que os efeitos das causas da criminalidade são os mesmos para tipos de crimes distintos, como contra a pessoa e contra o patrimônio, que teoricamente apresentam motivações diferentes, uma vez que os crimes contra o patrimônio são motivados, sobretudo, por razões econômicas.

Kelly (2000) enfatizou que crimes contra a propriedade são bem explicados pela teoria econômica do crime, que pressupõe a existência de racionalidade no comportamento dos criminosos. Contudo, apontou que os crimes cometidos contra a pessoa são melhor justificados por teorias que afirmam que ocorrem essencialmente em sociedades mais desorganizadas e em momentos em que a agitação social é exacerbada. Crimes contra o patrimônio, como roubos ou furtos, envolvem ganhos materiais por parte dos criminosos, gerando retornos monetários diretos a eles, enquanto que crimes contra a pessoa, como homicídios ou estupros, podem ser instigados, sobretudo, por sentimentos de ódio, paixão ou revolta, deixando os ganhos monetários em segundo plano.

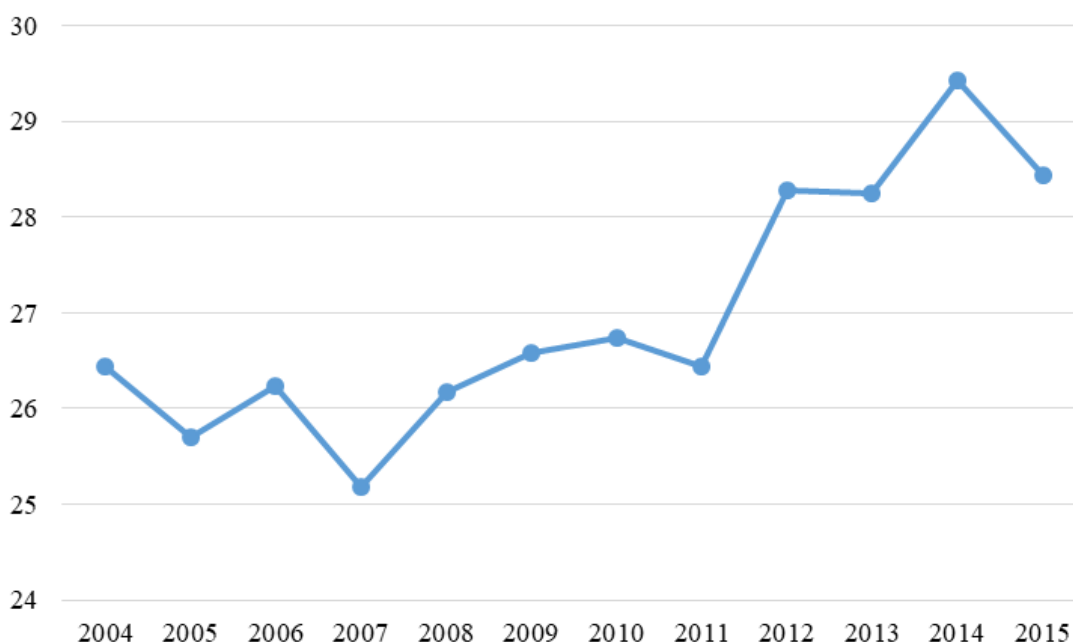
No entanto, observa-se uma forte correlação entre os crimes contra o patrimônio e os contra a pessoa, especialmente em casos em que há o crime organizado, como o tráfico de drogas. Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998) e Santos e Kassouf (2007) encontraram evidências de que o mercado de drogas é um dos responsáveis pelos homicídios, pois não se restringe à produção e comercialização de entorpecentes, já que também geram violência física e corrupção para se manterem ativos.

Para a maioria dos países, no entanto, a taxa de homicídios intencionais ainda é a melhor medida, visto que há uma elevada taxa de sub-registros das outras tipologias de

crimes, como roubos, furtos, agressões físicas, sequestros e estupros (SANTOS; KASSOUF, 2008). A taxa de sub-registros em crimes letais é baixa porque resulta na perda de vidas humanas e, conseqüentemente, há a obrigatoriedade de registro no Instituto Médico Legal. Portanto, ao se utilizar dados oficiais sobre criminalidade, deve-se levar em consideração que eles são subestimados devido a problemas de subnotificação.

A figura 18 apresenta as taxas de homicídios intencionais, por 100 mil habitantes, cometidos no Brasil entre 2004 e 2015, calculadas a partir dos dados divulgados pelo Ministério da Saúde. A taxa sofreu incremento de 7,5% no período, exibindo valor máximo em 2014¹¹. A série apresenta tendência de elevação, principalmente a partir de 2011.

Figura 18 - Taxas de homicídios intencionais cometidos no Brasil (2004-2015) - por 100 mil habitantes



Fonte: Adaptado de SIM/Ministério da Saúde (2017) e Estimativas Populacionais/IBGE (2017).

A tabela 23 exhibe as taxas de crimes divulgadas por outra fonte, a Secretaria da Segurança Pública. Os dados estão disponíveis pelo SINESP apenas para quatro anos, entre 2011 e 2014, mas a vantagem em relação à base de dados da Secretaria da Saúde é que viabiliza informações de outros crimes contra a pessoa além de homicídios, tais como latrocínios e roubos e furtos de veículos, pertencentes à categoria de crimes contra o patrimônio.

¹¹ Valor máximo de 29,43 homicídios intencionais por 100 mil habitantes.

Percebe-se que as taxas de homicídios dolosos¹² fornecida pelo SINESP são inferiores para os quatro anos quando comparadas com as do Ministério da Saúde. Contudo, a correlação entre as duas séries é alta¹³ para os quatro anos, quando a calculamos usando os dados das unidades federativas, presentes na tabela 25.

Segundo relatório do UNODC¹⁴ (2013), o Brasil é um dos países que possui as maiores taxas de homicídios intencionais nos anos 2000. Utilizando dados a partir de 2011, o relatório enfatiza que as taxas no Brasil são inclusive altas quando comparadas com os seus vizinhos do sul da América do Sul, apresentando valores similares aos da Colômbia e bem mais baixos que os da Venezuela, País que vem apresentando nos últimos anos taxas de mais de 50 homicídios intencionais por cada 100 mil habitantes, uma das taxas mais altas do mundo.

Tabela 23 - Taxas de homicídios dolosos, roubos e furtos de veículos e latrocínios cometidos no Brasil (2011-2014) - por 100 mil habitantes

Ano	Homicídios dolosos	Roubos e furtos de veículos	Latrocínios
2011	20,55	180,43	0,74
2012	22,85	197,62	0,87
2013	24,09	240,06	0,90
2014	25,00	248,09	0,87

Fonte: Adaptado de SINESP/Secretaria de Segurança Pública (2017) e Estimativas Populacionais/IBGE (2017).

Os crimes de homicídios dolosos e roubos e furtos de veículos apresentaram taxas crescentes, enquanto latrocínios exibiu estabilidade após uma alta em 2012. As taxas de homicídios dolosos e roubos e furtos de veículos, cresceram, respectivamente, 21,6% e 37,6%.

Na tabela 24 são exibidas as taxas médias anuais dos crimes para as unidades federativas. Alagoas foi o estado que exibiu as maiores taxas médias de homicídios nas duas séries (SIM e SINESP), acima do dobro da média nacional. Por outro lado, Santa Catarina apresentou as menores taxas, inferior à metade do Brasil. De modo geral, as unidades federativas que possuem índices sociais melhores e renda *per capita* mais elevada exibiram taxas mais baixas, enquanto que o contrário (taxas mais elevadas) ocorreu para aquelas com indicadores sociais e econômicos mais deficientes.

¹² Os termos intencional e doloso se equivalem, mas optou-se por manter os nomes originais que constam em cada base de dados.

¹³ De 0,89 em 2011; 0,82 em 2012; 0,92 em 2013; e 0,94 em 2014.

¹⁴ *United Nations Office on Drugs and Crime* (Escritório das Nações Unidas sobre Drogas e Crime).

Tabela 24 - Taxas médias anuais de homicídios intencionais (SIM, 2004-2015) e homicídios dolosos, roubos e furtos de veículos e latrocínios (SINESP, 2011-2014) cometidos nas unidades federativas brasileiras (2011-2014) - por 100 mil habitantes

Unidade Federativa	Região	Homicídios intencionais (SIM)	Homicídios dolosos (SINESP)	Roubos e furtos de veículos	Latrocínios
Distrito Federal	Centro-Oeste	30,56	26,03	409,45	1,48
Goiás	Centro-Oeste	34,62	27,20	167,69	0,80
Mato Grosso	Centro-Oeste	41,08	32,82	200,79	1,44
Mato Grosso do Sul	Centro-Oeste	22,20	16,64	69,96	0,63
Alagoas	Nordeste	56,42	65,16	96,18	1,72
Bahia	Nordeste	31,93	35,27	111,92	1,05
Ceará	Nordeste	32,72	40,88	117,59	1,00
Maranhão	Nordeste	23,10	22,85	50,49	0,85
Paraíba	Nordeste	31,83	38,58	21,70	0,54
Pernambuco	Nordeste	43,57	33,79	113,05	0,83
Piauí	Nordeste	14,82	15,11	79,21	0,68
Rio Grande do Norte	Nordeste	27,53	31,24	144,64	0,39
Sergipe	Nordeste	34,87	38,34	92,35	1,67
Acre	Norte	23,11	23,14	-	1,68
Amapá	Norte	32,38	22,65	87,77	0,92
Amazonas	Norte	27,40	25,50	152,35	1,09
Pará	Norte	36,99	33,42	64,41	1,58
Rondônia	Norte	32,07	25,96	186,87	0,84
Roraima	Norte	28,32	14,78	162,90	0,57
Tocantins	Norte	21,38	19,60	96,96	0,99
Espírito Santo	Sudeste	46,94	42,29	178,75	0,69
Minas Gerais	Sudeste	21,16	19,32	147,41	0,45
Rio de Janeiro	Sudeste	35,45	25,87	258,09	0,83
São Paulo	Sudeste	16,26	10,22	469,22	0,81
Paraná	Sul	29,83	13,70	216,42	0,43
Rio Grande do Sul	Sul	20,62	17,85	259,61	0,93
Santa Catarina	Sul	12,08	9,18	199,22	0,51
BRASIL		26,99	23,12	216,55	0,84

Fonte: Adaptado de SIM/Ministério da Saúde (2017), SINESP/Secretaria de Segurança Pública¹⁵(2017) e Estimativas Populacionais/IBGE (2017).

Em relação a roubos e furtos de veículos, São Paulo e o Distrito Federal obtiveram as taxas médias anuais mais elevadas, com valores acima de 400 crimes cometidos por cada 100 mil habitantes, muito superiores à média brasileira. Em alternativa, Paraíba e Maranhão tinham taxas médias inferiores a 60, as mais baixas entre as unidades federativas. Para esse tipo de crimes, com ganhos financeiros diretos, observa-se o oposto do que quando os crimes são homicídios dolosos, ou seja, unidades federativas com maior renda por habitante, via de regra, apresentaram as taxas mais elevadas, uma vez que propiciam melhores condições de benefícios financeiros para os criminosos.

¹⁵ No que se refere a homicídios dolosos e latrocínios, não houve divulgação dos dados para o Rio Grande do Norte em um dos anos. Em relação a roubos e furtos de veículos, não houve divulgação para a Paraíba e o Rio Grande do Norte em um dos anos e o Paraná em dois anos; para o Acre, não foram disponibilizados dados nenhum dos quatro anos.

No que concerne a latrocínios¹⁶, em que há a associação de dois crimes (roubo e homicídio), Alagoas, Acre, Sergipe e Pará obtiveram as piores taxas médias (acima de 1,50 crime por 100 mil habitantes), com valores muito acima da média do País, próximo ao seu dobro. Minas Gerais, Paraná e Rio Grande do Norte exibiram as menores taxas, com valores abaixo de 0,50.

A tabela 25 mostra as correlações entre as taxas médias anuais dos diferentes tipos de crimes. Conforme já mencionado, a correlação entre os homicídios das duas bases de dados utilizadas (SIM e SINESP) é bastante alta, indicando uma coerência entre as duas.

Destaca-se também a correlação entre homicídios e roubos e furtos de veículos, que é negativa, sugerindo que essas duas categorias de crimes se movem em sentidos opostos, podendo estar associadas a distintos perfis de criminosos.

Tabela 25 - Correlação entre as taxas médias anuais dos diferentes tipos de crimes

Tipos de crimes	Homicídios intencionais (SIM)	Homicídios dolosos (SINESP)	Roubos e furtos de veículos	Latrocínios
Homicídios intencionais (SIM)	1,00			
Homicídios dolosos (SINESP)	0,86	1,00		
Roubos e furtos de veículos	-0,19	-0,35	1,00	
Latrocínios	0,42	0,50	0,01	1,00

Fonte: Adaptado de SIM/Ministério da Saúde (2017), SINESP/Secretaria de Segurança Pública (2017) e Estimativas Populacionais/IBGE (2017).

Uma correlação que pode suscitar estranhamento é a entre latrocínios e roubos e furtos de veículos, que é positiva, mas praticamente nula. Não obstante, é importante lembrar que o tipo de crime roubos e furtos se referem apenas a veículos, enquanto que latrocínios se referem a roubos de quaisquer tipos de bens seguidos por morte(s), o que pode justificar a correlação quase nula obtida. Latrocínios podem estar mais associados a roubos de demais bens que de veículos.

¹⁶ Crimes de roubo em que a violência resultou na morte da vítima (roubos seguidos de morte).

4.3.2 Variáveis que podem explicar a criminalidade

Os diferentes efeitos de algumas variáveis sobre o crime, de acordo com Andrade e Lisboa (2000), decorrem das dificuldades encontradas na realização de estudos empíricos das causas da criminalidade. Para os autores, o erro de medição nas taxas de crimes decorrentes de uma quantidade elevada de sub-registros pode dificultar a captação dos efeitos das variáveis que de fato promovem o crime.

Entre as principais variáveis para utilizadas como explicativas da criminalidade nos estudos empíricos estão renda ou PIB *per capita*, taxa de desemprego, taxa de analfabetismo, nível de escolaridade, pobreza, taxa de urbanização, tamanho da população e desigualdade de renda. Conforme já mencionado, a polarização, seja econômica ou étnica, também vem sendo utilizada como variável explicativa em estudos recentes. Contudo, Sachsida et al. (2010) destacam que não é algo fácil comprovar os canais verdadeiros através dos quais algumas dessas variáveis provocam o crime, uma vez que não há um consenso na literatura sobre o efeito de muitas delas. Além do mais, Fajnzylber e Araujo Junior (2001) enfatizaram que os efeitos das variáveis citadas sobre a criminalidade dependem do tipo de crime que é cometido, visto que as motivações podem ser distintas para diferentes tipologias de crime, como nos casos de crimes contra o patrimônio (como roubos e furtos), que possuem motivações diversas daquelas para o cometimento de crimes contra a pessoa (como homicídios e estupros).

A ênfase do atual estudo será na variável explicativa polarização de renda, verificando de que maneira a polarização de renda está associada ao crime. Duas diferentes medidas de polarização de renda serão utilizadas para isso: a de Foster e Wolfson (P_{FW}) e a de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}).

A medida de Foster e Wolfson entende a polarização como sendo um fenômeno entre apenas dois grupos (bipolarização), com a mediana de renda os dividindo. O seu índice está associado ao tamanho da classe média de uma sociedade, já que quanto maior a bipolarização, menor é a magnitude da classe média, uma vez que ocorreria um maior afastamento entre os dois grupos na distribuição de renda. Uma classe média de tamanho maior possui importância na estabilidade social, agindo como mediador entre os mais pobres e mais ricos tanto politicamente quanto economicamente (FOSTER; WOLFSON, 2012; CHAKRAVARTY, 2010).

A medida de bipolarização de renda de Foster e Wolfson (1994) é calculada pela seguinte equação:

$$P_{FW} = 4 \frac{\mu}{m} \left(\frac{1}{2} - L(0,5) - \frac{G}{2} \right), \quad (4.1)$$

onde μ é a média, m é a mediana e $L(0,5)$ é o valor da curva de Lorenz quando a população acumulada é de 50% do total, ou seja, representa quanto da renda foi acumulada pela metade mais pobre da população.

A segunda abordagem sobre polarização de renda divide a sociedade em diversos grupos, sendo caracterizados por dois sentimentos: de identificação entre os indivíduos que fazem parte do mesmo grupo e de alienação entre aqueles que pertencem a grupos diferentes (Esteban e Ray, 1994). De acordo com essa medida, sociedades mais polarizadas estão mais propensas ao surgimento de violência, tensões e conflitos sociais.

O índice de polarização proposto por Duclos, Esteban e Ray (2004)¹⁷ é assim estimado:

$$P_{DER\alpha}(F) = \int f(y)^\alpha a(y) dF(y), \quad (4.2)$$

onde

$$a(y) = \mu + y(2F(y) - 1) - 2 \int_{-\infty}^y y' dF(y'), \quad (4.3)$$

f é a função densidade, F é a função de distribuição acumulada, μ é média e α^{18} é um parâmetro de sensibilidade na polarização.

4.4 MODELO E MÉTODOS PARA ESTIMAÇÃO

Essa sessão apresentará o modelo que será utilizado e os métodos utilizados para estimá-lo (Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios)¹⁹.

4.4.1 Modelo

Corman e Mocan (2000) destacaram que o uso de dados *cross-section* está bastante sujeito a erros de mensuração devido a diferentes metodologias utilizadas para a geração dos dados de criminalidade. O melhor método para se avaliar impactos de variáveis sobre o crime seria através de painéis, que poderiam permitir explorar tanto a dimensão temporal quanto a

¹⁷ A medida de Duclos, Esteban e Ray (2004) estima o número dos grupos não-parametricamente através do uso de funções de densidade *kernel*.

¹⁸ Se $\alpha=0$, então a medida de polarização P_{DER} é equivalente ao índice de Gini.

¹⁹ As estimações serão realizadas no software *Stata 12*.

espacial dos dados, além de poder realizar o controle da heterogeneidade não-observável das unidades individuais (*cross-section*).

Então, será utilizado um modelo de dados em painel para mensurar a influência da polarização de renda sobre os crimes cometidos nas unidades federativas brasileiras, que será representado pela seguinte equação:

$$crime_{it} = C_i + \gamma Z_{it} + \omega_{it}, \quad (4.4)$$

onde t representa a variável tempo (ano) e i denota uma unidade federativa brasileira particular.

A variável $crime_{it}$ é a dependente, representada pela taxa de crimes cometidos por cada 100 mil habitantes. Pode ser homicídios intencionais do SIM (homSIM), homicídios dolosos do SINESP (homSINESP), roubos e furtos de veículos (veic) ou latrocínios (latro).

O vetor ω_{it} é o termo de erro idiossincrático; o termo C_i é a constante; e Z_{it} é um vetor que contém valores defasados em um ano das variáveis explicativas do crime. O conjunto de variáveis explicativas²⁰ inclui o índice de desigualdade de Gini, as medidas de polarização de Foster e Wolfson e Duclos, Esteban e Ray, o PIB *per capita*, o tamanho da população, a taxa de urbanização, a taxa de analfabetismo, o nível educacional e a taxa de desemprego.

Serão utilizadas as seguintes variáveis e as correspondentes *proxies* e fontes:

- a) taxa de homicídios intencionais (ln_homSIM), dolosos (ln_homSINESP) e roubos e furtos de veículos (ln_veic), todas em logaritmo natural: $crime_{it}$. Estas serão as três variáveis dependentes utilizadas como *proxies* para o crime. Fonte: SIM/Ministério da Saúde²¹, SINESP/Secretaria de Segurança Pública²² e Estimativas Populacionais/IBGE;
- b) PIB *per capita*, em logaritmo natural (ln_PIB): $\frac{PIB^{23}}{população}$. Fonte: Sistema de Contas Nacionais e Regionais/IBGE e Estimativas Populacionais/IBGE;
- c) tamanho da população, em logaritmo natural (ln_pop): Número de habitantes. Fonte: Estimativas Populacionais/IBGE;
- d) taxa de urbanização (urban): $\frac{população\ urbana}{população\ rural}$. Fonte: PNAD/IBGE;

²⁰ Também serão incluídas variáveis *dummy* para cada ano. Quando não houver dados para 2010 (ano de Censo, em que não há PNAD), serão usados os de 2009.

²¹ Variável homicídios intencionais: dados anuais entre 2004 e 2015.

²² Variáveis homicídios dolosos e roubos e furtos de veículos: dados anuais entre 2011 e 2014.

²³ Os valores de todos os anos foram dispostos a preços de 2014.

- e) taxa de analfabetismo (analf): $\frac{\text{população que não sabe ler e escrever}}{\text{população total}}$. Fonte: PNAD/IBGE;
- f) nível educacional, em logaritmo natural (ln_educ): Anos médios de escolaridade para as pessoas com 25 anos ou mais de idade. Fonte: PNAD/IBGE;
- g) taxa de desemprego (desemp): $\frac{\text{população ocupada}}{\text{população economicamente ativa}}$. Fonte: PNAD/IBGE;
- h) índices de desigualdade de Gini (gini) e de polarização de renda de Foster e Wolfson (P_{FW}) e de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}). Fonte: Os índices foram estimados a partir da variável renda domiciliar *per capita* disponibilizada pela PNAD/IBGE.

4.4.2 Métodos para estimação

A equação (4.4) será estimada através de dois métodos em painel: Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios. De acordo com os dois métodos, o termo C_i da equação (4.4) é também chamado de efeito individual não-observado ou heterogeneidade não-observada. Se C_i é considerado um “efeito aleatório”, então ele é tratado como uma variável aleatória; se é considerado um “efeito fixo”, então ele é tratado como um parâmetro a ser estimado para cada observação *cross section* i . Estas abordagens são apropriadas quando há variáveis explicativas omitidas no modelo ou heterogeneidade não-observável. (WOOLDRIDGE, 2010)

A abordagem de Efeitos Aleatórios é utilizada quando há ausência de correlação entre as variáveis explicativas observadas e o efeito não-observado para cada período de tempo, assim como na equação a seguir:

$$\text{cov}(Z_{it}, C_i) = 0, \quad \forall t \quad (4.5)$$

Em alternativa, de acordo com a abordagem de Efeitos Fixos, o termo C_i pode estar correlacionado com as variáveis explicativas (Z_{it}), assim como representado na equação (4.6).

$$\text{cov}(Z_{it}, C_i) \neq 0, \quad \forall t \quad (4.6)$$

Segundo Fajnzylber e Araujo Junior (2001), há pelo menos duas razões para existir heterogeneidade não-observada entre as unidades federativas. Em primeiro lugar, por mais que se controle por alguns determinantes dos custos morais que estão associados ao crime, como através da variável desigualdade de renda, é de se esperar que haja outras características

culturais que possuam relativa estabilidade no tempo, que tornem alguns estados possuidores de taxas de homicídios mais elevadas que outros. Algumas dessas características são [...“a maior ou menor predisposição a resolver conflitos interpessoais de forma violenta, a prevalência diferenciada do consumo de álcool, a presença de atividades ilegais particularmente lucrativas (exemplo, o tráfico de drogas ou o jogo ilegal), a existência de conflitos associados à posse da terra, etc”...] (FAJNZYLBER; ARAUJO JUNIOR, 2001, p. 32).

Um segundo motivo que justifica haver heterogeneidade não-observada entre as unidades federativas é a presença de erro de medição nas taxas de homicídios. Para Fajnzylber e Araujo Junior (2001) e Santos e Kassouf (2008), entre outros autores, em decorrência dos erros de medição existentes nas taxas de crimes, estudos que não tentem contornar esse problema podem gerar resultados viesados. Nesse sentido, um estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) apresentaria estimativas viesadas. Então, um estimador de Efeitos Fixos ou Aleatórios poderia ser utilizado para estimar a equação (4.4) a fim de controlar parcialmente o erro de medição originado pelas taxas de sub-registro, que seria tratado como um efeito específico de estado não-observável.

Para Fajnzylber e Araujo Junior (2001) o uso de métodos em painel possibilitaria controlar pelo menos a parcela do erro de mensuração que está associada com aspectos relativamente estáveis no tempo, como, por exemplo, a qualidade das instituições locais e o seu grau de integração com as instituições federais. Segundo o autor, há motivos para esperar que os fatores responsáveis pela presença de heterogeneidade não-observada estejam potencialmente correlacionados com algumas variáveis explicativas do modelo, tais como o nível de renda ou o PIB *per capita* influenciando a qualidade das instituições e a desigualdade de renda estando bastante associada a conflitos fundiários. Então, se isso ocorrer, o método de Efeitos Fixos seria preferível ao de Efeitos Aleatórios.

Então, a fim de reduzir a probabilidade de viés de erro de mensuração nas estimativas, já que há motivos para se esperar a presença de heterogeneidade não-observada entre as unidades federativas, similarmente a Fajnzylber e Araujo Junior (2001), Santos e Kassouf (2008) afirmaram que, em trabalhos empíricos, seria mais plausível assumir a hipótese de que as taxas de sub-registros de crimes fossem estáveis no tempo, além de se pressupor que o erro de medição estaria correlacionado com as variáveis explicativas do modelo. Dessa forma, o erro de mensuração decorrente das taxas de sub-registro, tratado como um efeito específico de estado não-observável, poderia ser controlado através da utilização de um estimador de Efeitos Fixos.

4.5 RESULTADOS

A tabela 26 exibe os resultados das estimações realizadas para a variável dependente homicídios do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde. Os índices de polarização se mostraram significativos e com coeficientes positivos utilizando dois métodos distintos, Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA). O índice de Gini obteve resultados similares, sempre se mostrando significativo e também positivo nas regressões.

Os resultados, então, indicaram que tanto os índices de polarização de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER})²⁴ e Foster e Wolfson (P_{FW}) quanto o índice de desigualdade de Gini impactaram positivamente a taxa de homicídios intencionais, sugerindo que elevações nas três medidas estão associadas a elevações nas taxas desse tipo de crime, o que está de acordo com a teoria.

Elevações no índice de P_{DER} revelam que uma sociedade está mais polarizada em relação à renda e, portanto, mais sujeita à ocorrência de conflitos sociais, como a intensificação de homicídios intencionais. Incrementos no índice de P_{FW} possuem consequências semelhantes às do índice P_{FW} , mas com uma adicional. Visto que é um índice de bipolarização, está associado ao tamanho da classe média, o que sugere que uma classe média maior está associada a uma taxa de homicídios intencionais menor. Uma classe média maior poderia atuar como mediadora entre os ricos e os pobres, gerando benefícios para a sociedade, facilitando a obtenção de uma maior estabilidade social e política.

²⁴ Foram utilizados dois diferentes coeficientes de sensibilidade na polarização (α): 0,5 e 1.

Tabela 26 - Estimacões realizadas por Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleat3rios (EA) para a vari3vel dependente homic3dios intencionais do SIM (ln_homSIM)

Vari3vel dependente: ln_homSIM								
Vari3veis independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EF	EA	EF	EA	EF	EA	EF	EA
ln_popt-1	0,7658 (0,5700)	-0,0192 (0,0583)	1,0204*** (0,5794)	-0,0008 (0,0586)	0,7740 (0,5735)	-0,0305 (0,0585)	0,9163*** (0,5690)	-0,0374 (0,0587)
ln_PIBt-1	-0,0250 (0,3258)	-0,3610** (0,1721)	-0,0968 (0,3347)	-0,3671** (0,1749)	-0,0489 (0,3268)	-0,3728** (0,1724)	-0,1017* (0,3262)	-0,3737* (0,1725)
desemp-1	4,0997* (1,0024)	4,9608* (0,9669)	4,1336* (1,0258)	5,0466* (0,9901)	4,1991* (1,0070)	5,1076* (0,9691)	4,2725* (1,0104)	5,2251* (0,9713)
urbant-1	-2,1599* (0,4829)	-1,7539* (0,4645)	-2,1790* (0,4940)	-1,7105* (0,4751)	-2,1575* (0,4849)	-1,7489* (0,4660)	-2,1554* (0,4861)	-1,7283* (0,4669)
analf-1	-4,2847* (1,0465)	-3,4079* (0,9884)	-3,7838* (1,0665)	-2,7729* (1,0159)	-4,1010* (1,0442)	-3,1761* (0,9792)	-3,8428* (1,0367)	-2,8153* (0,9620)
ln_educ-1	1,4165* (0,4871)	0,9183** (0,4743)	1,3822* (0,5098)	0,8734*** (0,4988)	1,4680* (0,4884)	0,9719** (0,4747)	1,5476* (0,4887)	1,0664** (0,4745)
gini-1	2,2811* (0,6063)	2,3397* (0,5958)						
P _{FWt-1}			0,7202^ (0,4561)	0,7073*** (0,4212)				
P _{DER(0,5)t-1}					2,9794* (0,8606)	3,1424* (0,8505)		
P _{DER(1)t-1}							1,3575* (0,4133)	1,4805* (0,4182)
R ²	0,4622	0,4475	0,4370	0,4202	0,4577	0,4426	0,4551	0,4391
Nº obs.	291	291	291	291	291	291	291	291

Fonte: Estimacões realizadas pelo autor.

Nota: *Dummies* de tempo (anuais) inclu3das. Constantes n3o reportadas. *,**,*** indicam que o coeficiente 3 significativo a 1, 5 e 10%, respectivamente. ^ representa n3vel de signific3ncia de 11%. Erro padr3o dos coeficientes em par3nteses.

Em rela33o 3s outras vari3veis dependentes, a popula33o apresentou-se significativa e com coeficiente positivo em duas das regress3es, apontando que os homic3dios intencionais geralmente possuem taxas mais elevadas em regi3es mais populosas. A vari3vel renda *per capita* exibiu sinal negativo e significativo em quatro estimacões, o que mostra que homic3dios tendem a ocorrer em unidades federativas que possuem renda m3dia por habitante mais baixa.

A taxa de desemprego e o n3vel educacional (anos m3dios de estudo) apresentaram sinal positivo e significativo nas oito especificacões. Por outro lado, a taxa de analfabetismo mostrou-se negativa em todas elas. Esses sinais dos coeficientes sugerem que quanto maior a taxa de desemprego, menor a taxa de analfabetismo e maior o n3vel de escolaridade, maiores s3o as taxas de homic3dios intencionais.

Homicídios intencionais podem ter inúmeras motivações, podendo estar associados a roubos, tráfico de drogas e até mesmo razões passionais, o que torna bastante difícil saber os verdadeiros canais através dos quais algumas dessas variáveis causam esse tipo de crime, já que, conforme mencionado anteriormente, não há um consenso na literatura acerca do efeito de muitas delas. O nível de escolaridade e a taxa de analfabetismo são exemplos dessas variáveis.

A variável taxa de urbanização foi a única que não exibiu o coeficiente esperado de acordo com a teoria, uma vez que foi negativo, ou seja, uma elevação na taxa de urbanização geraria uma redução nas taxas de crimes. O coeficiente negativo obtido nas estimações pode estar associado a muitas unidades federativas apresentarem elevação bastante pequena ou até mesmo redução no total da sua população urbana em relação a população total nos últimos anos, enquanto que as taxas de crimes se elevaram significativamente.

As tabelas 27 e 28 mostram os resultados das estimações realizadas para as variáveis taxas de homicídios dolosos ($\ln_homSINESP$) e roubos e furtos de veículos (\ln_veic), respectivamente, ambas fornecidas pela Secretaria Nacional de Segurança Pública, através do Sistema Nacional de Informações sobre Segurança Pública (SINESP). Muitas das variáveis que se mostraram significativas utilizando a base de dados do SINESP não mostraram mais significância estatística. Ademais, as estatísticas R^2 (coeficiente de determinação²⁵) se reduziram bastante para a variável dependente homicídios, o que significa que a taxa de homicídios intencionais da base de dados do SINESP é menos explicada pelo modelo que a variável homicídios intencionais do SIM.

Como houve divergência sobre a significância estatística em relação às variáveis desigualdade e polarização de renda para os diferentes métodos de estimação aplicados, utilizou-se o Teste de Hausman²⁶ para a seleção do método mais adequado. Tanto para a variável dependente $\ln_homSINESP$ quanto para a variável \ln_veic , o estimador mais apropriado foi o de Efeitos Fixos. Para painéis pequenos (com muitas unidades individuais e poucos períodos de tempo), como aqueles para as variáveis dependentes $\ln_homSINESP$ e \ln_veic , as estimações para Efeitos Fixos e Aleatórios podem diferir substancialmente (GUJARATI, 2012).

²⁵ Mede quando o modelo utilizado explica a variável dependente, podendo ser interpretado como quanto da variação na taxa de criminalidade das unidades federativas é explicada pela variação nas taxas das variáveis explicativas. Erros-padrão dos coeficientes em parênteses.

²⁶ O teste de especificação de Hausman avalia a consistência do estimador de Efeitos Fixos (EF) comparando-o com o estimador de Efeitos Aleatórios (EA). Sob a hipótese nula, tanto o estimador de EF quanto o de EA são consistentes, sendo que o de EA é mais eficiente. Sob a hipótese alternativa, o estimador de EA fornece estimativa inconsistente dos parâmetros e, assim, a diferença entre os dois estimadores deve ser diferente de zero.

Na tabela 27, apenas através das estimações de Efeitos Aleatórios, os índices de bipolarização P_{FW} e de Gini se mostraram significativos e influenciando positivamente a taxa de homicídios dolosos, similares aos resultados logrados para a variável homicídios intencionais do SIM. Contudo, o estimador mais adequado, de acordo com o teste de Hausman, é o de Efeitos Fixos. Na estimação por esse último, nenhum dos coeficientes das variáveis explicativas foi significativamente diferente de zero, o que pode ser devido à ausência de poder explicativo nas taxas de homicídios, retratado pelo valor do R^2 (sempre abaixo de 0,20), conforme já reportado.

Tabela 27 - Estimações realizadas por Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA) para a variável dependente homicídios dolosos do SINESP ($\ln_homSINESP$)

		Variável dependente: $\ln_homSINESP$							
Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
	EF	EA	EF	EA	EF	EA	EF	EA	
\ln_popt_{t-1}	1,8644 (3,0550)	-0,0615 (0,0706)	1,4961 (3,0504)	-0,0392 (0,0717)	2,1477 (3,0620)	-0,0675 (0,0706)	2,4092 (3,0835)	-0,0731 (0,0733)	
\ln_PIB_{t-1}	-0,7402 (1,0313)	0,4006 (0,3031)	-0,9831 (1,0534)	0,3442 (0,3071)	-0,7648 (1,0336)	0,3913 (0,3054)	-0,7681 (1,0310)	0,4060 (0,3051)	
$desempt_{t-1}$	1,4341 (3,1432)	6,1792* (2,3477)	1,8857 (3,1453)	5,4090** (2,3818)	1,5484 (3,1456)	6,4735* (2,3344)	1,6922 (3,1507)	6,7164* (2,3307)	
$urban_{t-1}$	-1,0810 (1,1796)	0,4307 (0,9680)	-0,9291 (1,1733)	0,5607 (0,9706)	-1,1552 (1,1842)	0,3407 (0,9714)	-1,1784 (1,1842)	0,2910 (0,9742)	
$analf_{t-1}$	-1,8601 (3,0187)	-0,5872 (2,4268)	-1,6385 (2,8757)	-0,8276 (2,3500)	-1,7144 (2,9589)	0,0181 (2,3036)	-1,4013 (2,8742)	0,6662 (2,1542)	
\ln_educ_{t-1}	0,5317 (1,6473)	-2,7223** (1,1377)	-0,3126 (1,8075)	-3,0819* (1,2037)	0,6600 (1,6297)	-2,5050** (1,1210)	0,8220 (1,6228)	-2,2917** (1,1080)	
$gini_{t-1}$	1,7081 (1,7545)	2,4769*** (1,5424)							
P_{FWt-1}			1,8678 (1,3713)	1,8561** (0,9198)					
$P_{DER(0,5)t-1}$					2,3794 (2,3484)	3,1017 (2,1645)			
$P_{DER(1)t-1}$							1,1656 (1,0676)	1,4022 (1,0188)	
R^2	0,1949	0,1294	0,2051	0,1484	0,1958	0,1285	0,1977	0,1290	
Nº obs.	107	107	107	107	107	107	107	107	
Teste de Hausman	Prob>Chi ² =0,0000		Prob>Chi ² =0,0000		Prob>Chi ² =0,0000		Prob>Chi ² =0,0000		

Fonte: Estimções realizadas pelo autor.

Nota: *Dummies* de tempo (anuais) incluídas. Constantes não reportadas. *,**,*** indicam que o coeficiente é significativo a 1, 5 e 10%, respectivamente. ^ representa nível de significância de 11%. Erro padrão dos coeficientes em parênteses.

Por outro lado, os coeficientes dos índices de polarização P_{DER} e de Gini apresentaram-se significativos e positivos para a variável dependente roubos e furtos de veículos (tabela 28), quando a estimação foi realizada por Efeitos Fixos, o método selecionado pelo Teste de Especificação de Hausman. Em contrapartida, o índice de bipolarização P_{FW} não foi significativo.

As demais variáveis que foram significativas nas estimações por Efeitos Fixos foram o desemprego, com influência positiva sobre a variável dependente, e a taxa de urbanização, com impacto negativo²⁷. As variáveis educação e PIB *per capita*, apesar de não significativas, exibiram os mesmos sinais que nas estimações realizadas para a variável homicídios intencionais do SIM (Método de Efeitos Fixos).

Tabela 28 - Estimações realizadas por Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA) para a variável dependente roubos e furtos de veículos do SINESP (ln_veic)

Variável dependente: ln_veic								
Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EF	EA	EF	EA	EF	EA	EF	EA
ln_pop _{t-1}	3,5151 (3,3768)	0,0697 (0,0928)	3,7366 (3,4450)	0,0757 (0,0920)	4,3083 (3,3479)	0,4749 (0,0640)	0,5246 (3,3817)	0,0599 (0,0952)
ln_PIB _{t-1}	-1,1064 (1,0842)	1,1102* (0,37326)	-1,1400 (1,1346)	1,1882 (0,3710)	-1,1390 (1,0837)	1,1046* (0,3742)	-1,0797 (1,0865)	1,1203* (0,3751)
desemp _{t-1}	7,8333** (3,5971)	5,0515** (2,8636)	8,7204** (3,6580)	5,8697 (2,9009)	8,4650** (3,5766)	5,4347** (2,8155)	8,9208** (3,6043)	5,7781** (2,8096)
urban _{t-1}	-2,9727** (1,2870)	-2,4242** (1,1116)	-2,7282** (1,3124)	-2,4510 (1,1273)	-3,2335** (1,2972)	-2,5314** (1,1153)	-3,2502** (1,3078)	-2,5758** (1,1207)
analf _{t-1}	-3,9192 (3,1912)	-4,0589 (2,7025)	-2,6169 (3,1323)	-2,2932 (2,6585)	-3,5477 (3,1214)	-3,6610 (2,5728)	-2,7241 (3,0619)	-3,0667 (2,4344)
ln_educ _{t-1}	-0,0136 (1,8645)	-0,1718 (1,3477)	-0,8771 (2,0811)	0,1482 (1,4305)	0,3349 (1,8616)	-0,0135 (1,3350)	0,5986 (1,8851)	0,16833 (1,3435)
gini _{t-1}	3,9244** (2,0186)	2,1698 (1,8010)						
P _{FWt-1}			1,7771 (1,5021)	-0,2066 (1,0660)				
P _{DER(0,5)t-1}					5,3130** (2,6370)	2,8797 (2,4623)		
P _{DER(1)t-1}							2,1785*** (1,1822)	1,2581 (1,1289)
R ²	0,5273	0,4759	0,5099	0,4548	0,5293	0,4749	0,5246	0,4707
Nº obs.	99	99	99	99	99	99	99	99
Teste de Hausman	Prob>Chi ² =0,0090		Prob>Chi ² =0,0360		Prob>Chi ² =0,0058		Prob>Chi ² =0,0067	

Fonte: Estimações realizadas pelo autor.

²⁷ Uma possível explicação para a taxa de urbanização apresentar coeficiente negativo já foi mencionada e pode valer também para quando os crimes cometidos são roubos e furtos de veículos.

Nota: *Dummies* de tempo (anuais) incluídas. Constantes não reportadas. *,**,*** indicam que o coeficiente é significativo a 1, 5 e 10%, respectivamente. ^ representa nível de significância de 11%. Erro padrão dos coeficientes em parênteses.

Dessa maneira, o que se pode concluir das estimações, é que, de modo geral, tanto o índice de Gini quanto os índices de polarização estão associados positivamente às taxas de crimes, sugerindo que aumentos na desigualdade como também na polarização de renda tendem a gerar taxas de crimes mais elevadas.

4.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse estudo mensurou os impactos da polarização de renda e do índice de Gini sobre a criminalidade no Brasil. Os resultados apontaram que tanto o índice de Gini quanto os índices de polarização Duclos Esteban e Ray (P_{DER}) possuíram impactos positivos sobre as taxas de homicídios intencionais e de roubos e furtos de veículos. A medida de polarização Foster e Wolfson (P_{FW}) foi significativa e positiva somente para as taxas de homicídios intencionais, pois não foi significativa quando os crimes cometidos foram roubos e furtos de veículos. Via de regra, portanto, níveis de desigualdade e de polarização de renda mais elevados estão associados a taxas de crimes mais altas para os dois tipos de crimes.

É necessário fazer uma análise crítica em relação aos dados sobre crimes cometidos no Brasil. Além de existirem poucos dados referentes a diferentes tipos de crimes, os que existem sofrem de problemas de sub-registro. A base de dados do Ministério da Saúde, através do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), que fornece taxas de homicídios intencionais, possui uma série relativamente longa. Entretanto, a base de dados criminais disponibilizada pela Secretaria Nacional de Segurança Pública, através do Sistema Nacional de Informações sobre Segurança Pública (SINESP), a qual é responsável por divulgar outros tipos crime além de homicídios, disponibiliza dados apenas a partir de 2011, o que dificulta realizar estudos acerca do tema.

4.7 REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability and investment. **European Economic Review**, v. 40, p. 1203-1228, 1996.

ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais. In: Henriques, R., editor, **Desigualdade e Pobreza no Brasil**, IPEA, p. 347-384, 2000.

ARAUJO JUNIOR, A.; FAJNZYLBER, P. Crime e economia: um estudo das microrregiões mineiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31(especial), p. 630-659, 2000.

BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. **The Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.

CARRERA-FERNANDEZ, J.; LOBO, L. F. A criminalidade na região metropolitana de Salvador. **Análise Econômica**, v. 23, n. 44, p. 31-65, 2005.

CHAKRAVARTY, S. T. **Inequality, polarization and poverty: advances in distributional analysis**, ed. Springer, v. 6, 2010.

CORMAN, H.; MOCAN, H. N. A time-series analysis of crime, deterrence and drug abuse in New York City. **The American Economic Review**, v. 90, n. 3, p. 584-604, 2000.

CRAMER, C. Inequality and conflict: a review of an age-old concern. Identities, conflict and cohesion, Programme paper number 11, Research Institute for Social Development, **United Nations**, 2005.

DUCLOS, J.-Y.; ESTEBAN, J. E.; RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. **Econometrica**, v. 72, v. 6, p. 1737-1772, 2004.

ESTEBAN, J.; RAY, D. Conflict and distribution. **Journal of Economic Theory**, v. 85, p. 379-415, 1999.

ESTEBAN, J.; RAY, D. Linking conflict to inequality and polarization. **American Economic Review**, v. 101, p. 1345-1374, 2011.

ESTEBAN, J.; RAY, R. On the measurement of polarization. **Econometrica**, v. 62, n. 4, p. 819-851, 1994.

ESTEBAN, J.; RAY, D. On the salience of ethnic conflict. **American Economic Review**, v. 98, n. 5, p. 2185-2202, 2008a.

ESTEBAN, J.; RAY, D. Polarization, fractionalization and conflict. **Journal of Peace Research**, v. 45, n. 2, p. 163-182, 2008b.

ESTEBAN, J.; MAYORAL, L.; RAY, D. Ethnicity and conflict: an empirical study. **American Economic Review**, v. 102, n. 4, p. 1310-1342, 2012.

ESTEBAN, J.; SCHNEIDER, G. Polarization and conflict: theoretical and empirical issues. **Journal of Peace Research**, v. 45, p. 131-41, 2008.

FAJNZYLBER, P.; ARAUJO JUNIOR, A. F. Violência e criminalidade. In Lisboa, M. B.; Menezes Filho, N. A., editores, **Microeconomia e Sociedade no Brasil**, p. 333-394, 2001.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. **Determinants of crime rates in Latin America and the world**: an empirical assessment. World Bank, 1998.

FEARON, J.; LAITIN, D. Ethnicity, insurgency, and civil war. *American Political Science Review*, v. 97, n. 1, p. 75-90, 2003.

FOSTER, J. E.; WOLFSON, M. C. Polarization and the decline of the middle class: Canada and the US. **Oxford Poverty & Human Development Initiative (OPHI)**. Oxford Department of International Development (UK), Working Paper number 31, 1992.

FOSTER, J. E.; WOLFSON, M. C. Polarization and the decline of the middle class: Canada and the US. **Journal of Economic Inequality**, v. 8, n. 2, p. 247-273, 2010.

GUJARATI, D. **Econometrics by Example**. New York: Palgrave Mcmillian Press, 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Estimativas Populacionais**. Acesso em 2017.

KELLY, M. Inequality and crime. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 4, p. 530-539, 2000.

LOVELL, P. A. Development and the persistence of racial inequality in Brazil: 1950-1991. **The Journal of Developing Areas**, v. 33, p. 395-418, 1999.

MENDONÇA, M. J. C. Um modelo de criminalidade para o caso brasileiro. In: **Encontro Brasileiro de Economia da ANPEC**, 2001, Salvador. Anais... Salvador: ANPEC, 2001.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM)**. Acesso em 2017.

MONTALVO, J. G.; REYNAL-QUEROL, M. Ethnic diversity and economic development. **Journal of Development Economics**, v. 76, n. 2, p. 293-323, 2005a.

MONTALVO, J. G.; REYNAL-QUEROL, M. (2005b). Ethnic polarization, potential conflict, and civil wars', **American Economic Review**, v. 95, n. 3, p. 796-816.

MORALES, J. V. Desigualdad, polarización económica y conflict. Ignire – Centro de Estudio de Política Pública, Santiago – Chile.

ØSTBY, G. Polarization, horizontal inequalities and violent civil conflict. **Journal of Peace Research**, v. 45, n. 2, p. 143-162, 2008.

RESENDE, J. P. de; ANDRADE, M. V. Crime social, castigo social: desigualdade de renda e taxas de criminalidade nos grandes municípios brasileiros. **Estudos Econômicos**, v. 41, p. 173-195, 2011.

SACHSIDA, A. et al.. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. **Empirical Economics**, v. 30, n. 1, p. 93-109, 2010.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias. **EconomiA**, v. 9, n. 2, p. 343-372, 2008.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. **EconomiA**, v. 8, n.2, p. 182-210, 2007.

SCORZAFAVE, L. G.; SOARES, M. K. Inequality and pecuniary crimes. **Economic Letters**, v. 104, n. 1, p. 40-42, 2009.

SECRETARIA NACIONAL DE SEGURANÇA PÚBLICA. **Sistema Nacional de Informações sobre Segurança Pública (SINESP)**. Acesso em 2017.

STEWART, F. Crisis prevention: tackling horizontal inequalities. **Oxford Development Studies**, v. 28, n. 3, p. 245–262, 2000.

STEWART, F. **Horizontal inequalities: a neglected dimension of development**. Queen Elizabeth House, University of Oxford, Working Paper number 81, 2002.

THEODORO, M. I. A.; SCORZAFAVE, L. G. Um estudo da relação entre polarização de renda e criminalidade para o Brasil. In: **Encontro Brasileiro de Economia da ANPEC**, 2010, Salvador. Anais... Salvador: ANPEC, 2010.

UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME (UNODC). **Global study on homicide: trends, context and data**, 2013. Disponível em: http://www.unodc.org/documents/gsh/pdfs/2014_GLOBAL_HOMICIDE_BOOK_web.pdf.

WOLFSON, M.C. When inequalities diverge. **American Economic Review**, v. 84, n. 2, p. 353-358, 1994.

WOOD, C. H.; DE CARVALHO, J. A. M.; HORTA, C. J. G. The color of child mortality in Brazil, 1950-2000: social progress and persistent racial inequality. **Latin American Research Review**, v. 45, n. 2, p. 114-139, 2010.

WOOD, C. H.; Lovell, P. A. Racial inequality and child mortality in Brazil. **Social Forces**, v. 70, n. 3, p. 703-724, 1992.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge – Massachusetts: MIT Press, 2. ed., 2010.

4.8 APÊNDICE A - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS

Tabela 29 - Estatísticas descritivas das variáveis (para a variável dependente \ln_{homSIM})

Variável	Número de observações	Média	Desvio- Padrão	Valor mínimo	Valor máximo
\ln_{homSIM}	297	3,3180	0,4123	2,3406	4,2011
\ln_{pop}	297	15,2534	1,0563	12,8461	17,6009
\ln_{PIB}	297	9,8356	0,4900	8,8786	11,1497
desemp	297	0,0766	0,0240	0,0301	0,1436
urban	291	0,8008	0,0940	0,5825	0,9762
analf	297	0,2068	0,0685	0,0999	0,3813
\ln_{educ}	297	6,6566	1,1772	4,1046	10,0820
gini	297	0,5357	0,0412	0,4160	0,6667
P_{FW}	297	0,4830	0,0807	0,3276	0,8620
$P_{\text{DER}}(0,5)$	297	0,3060	0,0241	0,2478	0,3925
$P_{\text{DER}}(1)$	297	0,2675	0,0416	0,1857	0,4014

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 30 - Estatísticas descritivas das variáveis (para variáveis dependentes $\ln_homSINESP$ e \ln_veic)

Variável	Número de observações	Média	Desvio-Padrão	Valor mínimo	Valor máximo
$\ln_homSINESP$	107	3,1723	0,4952	1,7061	4,2758
\ln_veic	91	4,9363	0,7184	2,8987	6,2964
\ln_pop	135	15,2958	1,0439	13,0170	17,6009
\ln_PIB	135	9,9786	0,4700	9,0964	11,1497
$desemp$	135	0,0675	0,0222	0,0301	0,1292
$urban$	135	0,8194	0,0929	0,5825	0,9762
$analf$	135	0,1781	0,0571	0,0999	0,3079
\ln_educ	135	7,3402	1,0626	5,0355	10,0820
$gini$	135	0,5083	0,0370	0,4160	0,6215
P_{FW}	135	0,4454	0,0729	0,3276	0,8405
$P_{DER}(0,5)$	135	0,2922	0,0209	0,2478	0,3779
$P_{DER}(1)$	135	0,2522	0,0366	0,1951	0,3838

Fonte: Elaborado pelo autor.

5 CONCLUSÃO

Essa tese é composta por três ensaios acadêmicos. No primeiro ensaio, mensurou-se a polarização de renda do Brasil e de suas regiões através de duas metodologias, com o intuito de observar a sua evolução e compará-la ao índice de desigualdade de Gini durante o período compreendido entre 1995 e 2014. Foram empregadas duas diferentes *proxies* para a renda: renda domiciliar *per capita* e renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada.

Para a variável renda domiciliar *per capita*, os resultados mostraram que os índices de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) e de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) sofreram reduções durante o período como um todo, quando estimados para o Brasil e também suas regiões. Todavia, para a variável renda de todos os trabalhos por pessoa ocupada houve divergências nos resultados, pois de acordo com a medida P_{FW} , houve diminuição na polarização de renda para o País, ao passo que para a métrica P_{DER} houve incremento. Para Hoffman (2008), esse contraste deriva do índice P_{DER} captar essencialmente a formação de “picos” na distribuição de renda em situações em que há muitos grupos, o que decorre da tendência das pessoas arredondarem o valor declarado dos seus rendimentos para a PNAD. Para confirmar o fundamento de Hoffman (2008), fez-se uso da medida desenvolvida por Esteban, Gradín e Ray (P_{EGR}), empregando-a para grupos pequenos, o que comprovou que a polarização de renda de todos os trabalhos brasileira estava decrescendo.

O segundo ensaio verificou qual a influência da polarização e da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico brasileiro entre 1995 e 2014. Segundo os resultados, apenas o índice de bipolarização de P_{FW} apresentou efeito sobre o crescimento econômico brasileiro. A relação entre crescimento econômico e bipolarização de renda foi negativa e robusta a diferentes métodos econométricos. Os índices de polarização P_{DER} e de desigualdade de Gini não exibiram significância estatística.

O índice de bipolarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) pode ser associado à magnitude da classe média. Então, uma classe média de tamanho maior, derivada de um índice P_{FW} menor, teria uma influência positiva sobre o crescimento econômico. Uma classe média maior e mais estável poderia favorecer a consecução de um crescimento econômico mais elevado, em razão de prover parte significativa da mão-de-obra para o mercado de trabalho, além de fornecer ao Estado parte importante da receita fiscal, entre outros motivos.

O terceiro ensaio estimou o efeito da polarização de renda e do índice de Gini sobre a criminalidade no Brasil entre 2003 e 2015. Os índices de polarização Duclos Esteban e

Ray (P_{DER}) influenciaram positivamente as taxas de homicídios intencionais e de roubos e furtos de veículos. O índice de bipolarização Foster e Wolfson (P_{FW}) exibiu coeficiente significativo e positivo apenas para as taxas de homicídios intencionais, já que não foi significativo para roubos e furtos de veículos. Então, de modo geral, os resultados apontaram que o índice de Gini e os índices de polarização de Foster e Wolfson (P_{FW}) e de Duclos, Esteban e Ray (P_{DER}) influenciaram positivamente as taxas de crimes.

As metodologias dos índices de polarização empregadas nos três ensaios possuem algumas limitações, as quais derivam, sobretudo, de seu caráter unidimensional. Uma métrica de polarização multidimensional pode ser definida como qualquer medida em que pelo menos duas variáveis são consideradas como determinantes da polarização. Outras variáveis além da renda que poderiam ser utilizadas para definir os grupos sociais, as quais seriam utilizadas para construir uma medida de polarização, seriam religião, etnicidade ou escolaridade, entre outras.

REFERÊNCIAS

BRZEZINSKI, M. Income polarization and economic growth. **National Bank of Poland**, Warsaw, Working Paper number 147, 2013.

DUCLOS, J.-Y.; ESTEBAN, J. E.; RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. **Econometrica**, Oxford, v. 72, n. 6, p. 1737-1772, 2004.

ESTEBAN, J.; RAY, R. On the measurement of polarization. **Econometrica**, Oxford, v. 62, n. 4, p. 819–851, 1994.

EZCURRA, R. Does income affect economic growth? The case of the european regions. **Regional Studies**, Abingdon, v. 43, n. 2, p. 267-285, 2009.

FOSTER, J. E.; WOLFSON, M. C. **Polarization and the decline of the middle class: Canada and the US**. Oxford Poverty Human Development Initiative (OPHI). Oxford Department of International Development (UK), Oxford, Working Paper number 31, 1992.

FOSTER, J. E.; WOLFSON, M. C. Polarization and the decline of the middle class: Canada and the US. **Journal of Economic Inequality**, Dordrecht, v. 8, n. 2, p. 247-273, 2010.

HOFFMAN, R. Polarização da Distribuição de Renda no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 2, p. 169-186, 2008.

WOLFSON, M.C. When inequalities diverge. **American Economic Review**, Nashville, v. 84, n. 2, p. 353-358, 1994.