

UNIVERSIDADE ESTADUAL DO OESTE DO PARANÁ – UNIOESTE
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MÁRCIO LUIZ RIBEIRO

**DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL: ENFOQUE NA RENDA DO TRABALHO
(2001-2015)**

TOLEDO
2019

MÁRCIO LUIZ RIBEIRO

**DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO BRASIL: ENFOQUE NA RENDA DO TRABALHO
(2001-2015)**

Dissertação apresentada ao programa de pós-graduação em Economia do Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA) da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste), *campus* de Toledo, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Braga de Almeida Gabriel.

TOLEDO
2019

Ficha de identificação da obra elaborada através do Formulário de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da Unioeste.

Ribeiro, Márcio Luiz

Distribuição de renda no Brasil : enfoque na renda do trabalho (2001-2015) / Márcio Luiz Ribeiro; orientador(a), Flávio Braga de Almeida-Gabriel, 2019.
93 f.

Dissertação (mestrado profissional), Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Campus de Toledo, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2019.

1. Distribuição de Renda. 2. Renda do Trabalho. 3. Medidas de Desigualdade. I. Almeida-Gabriel, Flávio Braga de. II. Título.

Dissertação intitulada “**Distribuição de renda no Brasil: enfoque na renda do trabalho (2001-2015)**” apresentada por Márcio Luiz Ribeiro, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia à Banca Examinadora da Universidade Estadual do Oeste Paraná (UNIOESTE).

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Flávio Braga de Almeida Gabriel (Orientador)
Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE)

Prof. Dr. Carlos Roberto Ferreira
Universidade Estadual de Londrina (UEL)

Prof. Dr. Jefferson Andronio Ramundo Staduto
Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE)

TOLEDO
2019

AGRADECIMENTOS

Muito do que aprendi, devo a todos os meus professores.

No que tange à minha formação profissional, agradeço aos meus professores do curso de graduação em Economia da Unioeste – Campus de Cascavel: Andréia, Carla, Edineia, Kátia, Luciano, Ferreira, Marcelo, Mariângela, Matheus, Neiva, Bulhões, Rosana, Rosângela, Sérgio Schmitz, Sérgio Lopes, Vander e Wilson. Especialmente à Profa. Piedade, a qual tenho como exemplo de correção absoluta e de busca pela excelência em que se propõe a fazer.

Ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Unioeste – Campus de Toledo, pela oportunidade de aprofundar meu conhecimento na área, e aos meus professores do mestrado: Carlos, Jefferson, Cypriano, Mirian, Rosângela e Roselaine. Especialmente ao Prof. Flávio, pela orientação e acesso aos dados dessa pesquisa.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio da Unioeste, cujos esforços com o Programa de Mestrado, permitiram trazer importantes pesquisadores para palestras e cursos. Especialmente ao Prof. Jandir, Pery e Weimar, que ajudaram a organizar os eventos que participei.

Aos colegas da turma de mestrado, pela parceria e amizade em todos os momentos do curso.

À Capes, pelo aporte financeiro.

Aos meus pais, Terezinha e Luiz, por fazerem o melhor que puderam para minha formação e por apoiarem meus estudos.

Ao meu irmão Marlon, embora mais velho, eu sempre serei mais ajuizado.

À minha família. Tenho enorme carinho e respeito por todos os meus tios, tias, primos e primas. Especialmente aos meus avós maternos e paternos, que estão em minhas lembranças.

Aos amigos, sou grato pela troca de experiências e aprendizado.

Aos professores Carlos Ferreira, Cristiano e Jefferson, pelas contribuições nas bancas de qualificação e de defesa.

À Donna, pela companhia e exemplo de amor incondicional.

Distribuição de renda no Brasil: enfoque na renda do trabalho (2001-2015)

RESUMO

Esse trabalho analisou a desigualdade da distribuição das parcelas da Renda Domiciliar *per capita* (RDPC) proveniente do trabalho no Brasil entre 2001 e 2015 com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Estimou-se índices de desigualdade, verificou-se a participação das parcelas do trabalho na formação da RDPC e o grau de progressividade dessas parcelas e, também decompôs-se a variação no índice de Gini pelo efeito-composição e efeito-concentração. Os resultados mostraram que a desigualdade de RDPC caiu, em média, 1,12% ao ano pelo índice de Gini no Brasil entre 2001 e 2015. Uma queda de 13,60% em relação ao ano de 2001. As parcelas da renda do trabalho foram responsáveis por cerca de 3/4 da formação da RDPC total no período analisado, indicando que em grande parte da desigualdade de renda pode ser revelada e/ou gerada no mercado de trabalho. O grau de progressividade indicou que apenas a parcela da renda dos empregados e autônomos contribuíram para diminuir a desigualdade de renda, porém, essas parcelas foram pouco progressivas. Cerca de 3/4 da formação do índice de Gini deu-se pela renda do trabalho no período analisado. Finalmente, a decomposição do índice de Gini pelo efeito-composição e efeito-concentração, para o período 2001/2015, mostrou que as parcelas da renda do trabalho foram responsáveis por 57,64% da queda da desigualdade de renda, sendo que o efeito-composição foi de 48,40% e o efeito-concentração foi de 9,24%. Portanto, as parcelas da renda do trabalho têm grande influência na desigualdade de renda, se elas se tornarem mais progressivas ao longo do tempo. Contudo, mesmo sendo pouco progressivas, essas parcelas contribuíram efetivamente para a queda da desigualdade de renda que, potencialmente, poderia ser muito maior, dado sua alta participação na RDPC.

Palavras-chave: Distribuição de Renda; Renda do Trabalho; Medidas de Desigualdade.

Income distribution in Brazil: focus on labor income (2001-2015)

ABSTRACT

This study analyzed the inequality of the distribution of the household income *per capita* (RDPC) from work in Brazil between 2001 and 2015 based on data from the National Household Sample Survey (PNAD). For such, inequality indexes were estimated, the participation of the work share in the formation of the RDPC and the degree of progressivity of these shares was verified, and the variation in the Gini index was decomposed by the composition effect and concentration effect. The results showed that the RDPC inequality fell, on average, 1.12% per year by the Gini index in Brazil between 2001 and 2015, a decrease of 13.60% in relation to the year 2001. The shares of labor income were responsible for about 3/4 of the total RDPC formation in the period analyzed, indicating that much of the income inequality can be revealed and/or generated in the labor market. The degree of progressivity indicated that only the share of the income of the employees and self-employed contributed to decreasing the income inequality, however, these shares were little progressive. About 3/4 of the Gini index formation was given by the labor income in the analyzed period. Finally, the decomposition of the Gini index by composition effect and concentration effect, for the period 2001-15, showed that the shares of labor income accounted for 57.64% of the fall in income inequality, and the composition effect was 48.40% and the concentration effect was 9.24%. Thus, shares of labor income have a major influence on income inequality if they become more progressive over time. Nonetheless, even though they are not very progressive, these shares have effectively contributed to the fall in income inequality, which could potentially be much higher, given their high participation in the RDPC.

Keywords: Income Distribution; Labor Income; Measures of Inequality.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Evolução da desigualdade de renda no Brasil, medida pelo índice de Gini, 1976-2015.....	18
Figura 2 - Fontes da renda domiciliar total.....	20
Figura 3 - Curva de Lorenz.....	34
Figura 4 - Poligonal de Lorenz no caso de uma distribuição discreta.....	36
Figura 5 - Comportamento do índice de Gini, Mehran e Piesch para o Brasil, 2001-2015...	46
Figura 6 - Comportamento do índice de Gini da RDPC por região brasileira, 1976-2014....	48
Figura 7 - Retornos da educação no Brasil (%), 1995-2013.....	58
Figura 8 - Taxa de formalidade.....	62
Figura 9 - The Great Gatsby Curve.....	64

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Índices de Gini, Mehran e Piesch da RDPC para o Brasil, 2001-2015.....	45
Tabela 2 - Distribuição da RDPC no Brasil por décimos (%), 2004/2015.....	47
Tabela 3 - Comportamento do índice de Gini da RDPC por região brasileira, 2001-2014.....	48
Tabela 4 - Variação percentual da distribuição da RDPC por décimos e regiões brasileiras, 2003/2014.....	49
Tabela 5 - Participação percentual das parcelas da renda do trabalho na formação da RDPC, 2001-2015.....	50
Tabela 6 - Participação percentual das parcelas da renda não trabalho na formação da RDPC, 2001-2015.....	52
Tabela 7 - Oferta de trabalho por nível educacional e retorno da educação no Brasil, 1992/2001/2009.....	53
Tabela 8 - Grau de progressividade das parcelas da renda do trabalho pelo índice de Gini, 2001-2015.....	55
Tabela 9 - Grau de progressividade das parcelas da renda não trabalho pelo índice de Gini, 2001-2015.....	56
Tabela 10 - Média de anos de estudo da população maior de 25 anos de idade por região brasileira, 2004/2015.....	57
Tabela 11 - Participação percentual das parcelas da renda do trabalho na formação do índice de Gini, 2001-2015.....	60
Tabela 12 - Participação percentual das parcelas da renda não trabalho na formação do índice de Gini, 2001-2015.....	61
Tabela 13 - Decomposição da variação do índice de Gini (ΔG) pelo efeito-composição e efeito-concentração, 2001/2015.....	66
Tabela 14 - Decomposição da variação do índice de Gini (ΔG) pelo efeito-composição e efeito-concentração, 2001/2009.....	68
Tabela 15 - Decomposição da variação do índice de Gini (ΔG) pelo efeito-composição e efeito-concentração, 2009/2015.....	69

LISTA DE ABREVIACÕES E SIGLAS

ALU	Rendimentos de aluguel
AP1	Aposentadorias e pensões “oficiais” de até 1 salário mínimo
AP2	Aposentadorias e pensões “oficiais” acima de 1 salário mínimo
AP3	Outras aposentadorias e pensões
AUT	Renda do trabalho de Conta Própria/Autônomos
BPC	Benefício de Prestação Continuada
DOA	Doações feitas por pessoas de outros domicílios
EMP	Renda do trabalho de Empregados do Setor Privado
ENDEF	Estudo Nacional da Despesa Familiar
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
INSS	Instituto Nacional de Seguro Social
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
JUR	Juros e dividendos
LOAS	Lei Orgânica de Assistência Social
OCDE	Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PAEG	Programa de Ação Econômica do Governo
PAT	Renda do trabalho de Empregadores/Patrões
PETI	Programa de Erradicação do Trabalho Infantil
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
PNUD	Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
POF	Pesquisa de Orçamentos Familiares
PUB	Renda do trabalho de Militar e Funcionário Público Estatutário
RDPC	Renda Domiciliar per capita
RMs	Regiões Metropolitanas
SM	Salário Mínimo
TPO	Transferências de programas oficiais como o Bolsa Família
UF	Unidade Federativa

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	12
2. REFERENCIAL TEÓRICO	16
2.1 Histórico da desigualdade da distribuição de renda no Brasil, 1960-2015	16
2.2 Determinantes da desigualdade de renda do trabalho.....	21
2.3 Determinantes da desigualdade de renda não trabalho.....	27
3. METODOLOGIA.....	32
3.1 Base de dados	32
3.2 Desigualdade de renda domiciliar <i>per capita</i>	32
3.3 Medidas de desigualdade	33
3.3.1 A curva de Lorenz e o Índice de Gini.....	34
3.3.2 Índice de Mehran e Índice de Piesch	37
3.3.3 Decomposição do índice de Gini e a medida da progressividade de uma parcela da renda	38
3.3.4 Decomposição de variações no índice de Gini: o efeito-composição e o efeito-concentração	42
4. ANÁLISE DOS RESULTADOS	45
4.1 Comportamento dos índices de desigualdade da distribuição da RDPC para o Brasil.....	45
4.2 Participação das parcelas renda do trabalho e renda não trabalho na formação da RDPC	50
4.3 O grau de progressividade das parcelas da renda do trabalho e renda não trabalho	54
4.4 Participação das parcelas da RDPC no índice de Gini e a decomposição do índice pelo efeito-composição e efeito-concentração.....	59
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	71
6. REFERÊNCIAS	75
ANEXOS	86

1. INTRODUÇÃO

Apesar da queda da desigualdade no Brasil desde o início dos anos 2000 até 2015, o País ainda era um dos mais desiguais do mundo em termos de renda domiciliar *per capita* (RDPC). Segundo dados do último Relatório de Desenvolvimento Humano do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, 2016), a posição brasileira era a sétima pior entre os 112 países para os quais havia informações referentes ao ano de 2015. O coeficiente de Gini do Brasil, a principal medida de desigualdade utilizada em vários países, foi de 0,515, menor apenas que o coeficiente da África do Sul, Colômbia, Haiti, Lesoto, Paraguai e Zâmbia. Considerando que a desigualdade da distribuição de renda é muito alta no Brasil, é importante conhecer algumas formas de distribuição, os tipos de renda mais utilizados na literatura e a definição de desigualdade utilizada nesse trabalho, assumindo que a desigualdade não se limita à desigualdade de renda. Esses conceitos serão apresentados nessa ordem a seguir.

A distribuição de renda diz respeito a como os rendimentos são apropriados por diferentes pessoas, famílias e por diferentes grupos ou categorias. Renda e rendimentos, muitas vezes, são usados como sinônimos, porém, distinguem-se do conceito de riqueza, que se refere à renda de propriedade, ou seja, a distribuição funcional da renda. Este estudo analisa apenas a distribuição pessoal dos rendimentos, caracterizados por um fluxo de remuneração do trabalho presente ou passado (HOWARD, 1981; MEDEIROS, 2012).

Segundo Hoffmann (1998), os estudos da distribuição de renda no Brasil utilizam, em sua maioria, a renda *per capita*, rendimento domiciliar *per capita*, a renda familiar *per capita* e rendimento por pessoa economicamente ativa. Estudos sobre desigualdade têm feito uso de dados do imposto de renda. A principal limitação das pesquisas domiciliares é a subestimação dos rendimentos, reconhecida há décadas. Por outro lado, uma das principais limitações dos dados de imposto de renda é não captar a renda dos mais pobres.¹ Em geral, os dados oriundos de pesquisas domiciliares são os dados de renda disponíveis mais confiáveis para esse tipo de pesquisa e, por isso, foram usados também nesse trabalho.

A desigualdade de renda é estudada pela economia do bem-estar, pois, dada a dificuldade de medir bem-estar, a renda é frequentemente usada como medida de qualidade de

¹ Ver Hoffmann e Ney (2008) quanto às limitações da Pnad e Atkinson, Piketty e Saez (2011) para uma abordagem internacional. No Brasil, Medeiros, Souza e Castro (2015) e Medeiros e Souza (2016), num esforço de combinar as bases de dados da Pnad e de dados tributários a fim de destacar a participação dos mais ricos para a desigualdade de renda, em princípio, demonstraram que os índices de desigualdade mantiveram-se estáveis entre 2006 e 2012.

vida. Sobre a desigualdade de renda pressupondo que a renda gera bem-estar, umas das contribuições pioneiras foram as seguintes: para Dalton (1920), o bem-estar social é equivalente à soma das utilidades individuais em função da renda. Assim, uma distribuição de renda igual maximizaria o bem-estar da sociedade. Por outro lado, o índice de Atkinson (1970) mede o nível de renda equivalente para manter constante o nível de bem-estar, dada a perda social da distribuição desigual da renda. A renda total maximizadora do bem-estar social é aquela distribuída igualmente.

Uma crítica a esse pressuposto é apresentada por Sen (2001). Para o autor, a medida da desigualdade em economia tem sido negligenciada por desconsiderar a dificuldade de alguns indivíduos em converter renda em bem-estar. É verdade que o objetivo da abordagem é avaliar a desigualdade na distribuição da renda e não em bem-estar, mas assume-se que a renda permite realizações que constituem o bem-estar social. Assim sendo, essa pressuposição ignora as desigualdades substantivas (bem-estar e liberdade) que podem estar associadas a igual distribuição de renda. Argumenta-se que a discussão sobre desigualdade da economia do bem-estar padrão rejeita a diversidade humana e tende a considerar pessoas como se fossem iguais nas suas escolhas e capacidades. Uma distribuição igual de renda pode conduzir a níveis desiguais de bem-estar, uma vez que a renda é apenas um meio para realizações. Portanto, a discussão sobre a desigualdade não se restringe à desigualdade de renda, entretanto, há boas razões para utilizar a renda como medida de bem-estar.

De acordo com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2006), pode-se buscar diminuir a desigualdade, por exemplo, de direitos, de liberdades, de oportunidades e condições.² Quanto mais básica a fonte de desigualdade maior é a sua importância, porque um elevado grau de desigualdade de renda nada mais é que um reflexo de outras disparidades. Pode ser que a desigualdade de renda seja menos abrangente e importante que a desigualdade de bem-estar e desenvolvimento humano, mas a desigualdade de renda em todas as sociedades modernas resulta da renda ser o resultado mais facilmente mensurável, bem como um dos principais determinantes dos demais. Assim sendo, este trabalho tratará apenas da desigualdade de renda; entretanto, é importante lembrar que existem outras formas de desigualdade.

² Barros *et al.* (2009) e Stampini *et al.* (2015) apresentam alternativas de mensuração das desigualdades sociais e da pobreza principalmente na América Latina. É interessante notar que as evidências mostraram a importância de políticas voltadas para as crianças, ao aumento do capital humano e do emprego formal em áreas rurais, a fim de diminuir a extrema pobreza e as desigualdades de oportunidade.

Após apresentar alguns conceitos elementares, mostram-se evidências empíricas da desigualdade de renda no Brasil e a importância da renda oriunda do mercado de trabalho no processo de revelar e/ou gerar desigualdade. Considerando o período de 1995 a 2015, os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) mostram que houve redução da desigualdade da RDPC no Brasil medida pelo índice de Gini desde 2003. Ao longo do período de 2001 a 2014, a renda média cresceu 3,3% ao ano, sendo que a taxa de crescimento da renda média do 20º mais pobre foi 4,7 vezes maior que a taxa de crescimento da renda média do 20º mais rico. Porém, entre 2014 e 2015, o índice se manteve e a renda média caiu 7%, aumentando a desigualdade que se reflete diretamente nos extremamente pobres (HOFFMANN, 2016; 2017).

No Brasil, a maior parcela da renda dos domicílios provém do trabalho, assim espera-se que o funcionamento do mercado de trabalho tenha impactos na desigualdade de renda. Em geral, o mercado de trabalho revela desigualdade por meio da heterogeneidade de capital humano que se traduzem em diferenciais de remuneração e gera desigualdade pela discriminação e pela segmentação. Mostra-se que cerca de 50% da desigualdade em remuneração do trabalho tem relação com o diferencial de capital humano entre trabalhadores (FERREIRA; LEITE; LITCHFIELD, 2006; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; FOGUEL; AZEVEDO, 2007; MENEZES-FILHO; OLIVEIRA, 2014). Por outro lado, a discriminação racial permaneceu estável de 1995 até 2013 no Brasil, sendo que o diferencial de escolaridade e a distribuição geográfica entre brancos e negros, responderam por 60,4% da desigualdade de remuneração desse grupo (JESUS, 2016).

Finalmente mostra-se o conceito de renda oriunda do trabalho, obtida por meio de pesquisas domiciliares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o critério utilizado para divisão em parcelas. De acordo com o IBGE (2018), o rendimento do trabalho é constituído pelos pagamentos brutos obtidos de todas as atividades das pessoas de 10 anos ou mais de idade. Está dividido em quatro parcelas, conforme a natureza do trabalho principal da pessoa: empregados, funcionários públicos e militares, autônomos e empregadores.

Diante do exposto pode-se questionar: como se comportou a desigualdade da distribuição das parcelas da Renda Domiciliar *per capita* (RDPC) provenientes do trabalho no Brasil entre 2001 e 2015? O foco desse estudo são as seguintes parcelas: renda do trabalho de empregados, militares e funcionários públicos, renda dos autônomos e a renda de empregadores.

O trabalho justifica-se quanto à importância do rendimento do trabalho na composição da RDPC. Entre 1981 e 2001, o rendimento do trabalho principal teve uma participação média

de quase 80% no rendimento total. Entre 1995 e 2015, a participação somente da renda de empregados no setor privado foi cerca de 40%, destacando-se entre o maior componente da RDPC e dos rendimentos do trabalho (FERREIRA, 2006; HOFFMANN, 2017).

Além disso, a renda do trabalho tem grande relevância para variações na desigualdade de renda, pois se mostra que, entre 1981 e 2001, a parcela da renda dos empregados respondeu por 78% das mudanças do coeficiente de Gini. Entre 1997 e 2004, mais de 60% das mudanças do índice deveu-se ao rendimento de todos os trabalhos. No período de 2001 a 2012, a parcela dos rendimentos dos empregados contribuiu com cerca de 45% das mudanças no índice de Gini e foi a parcela mais relevante para a queda da desigualdade no período (FERREIRA, 2006; HOFFMANN, 2006a; 2014; 2017). Esses resultados sugerem que a renda do trabalho tem grande impacto na determinação da desigualdade de renda no Brasil.

Assim sendo, o objetivo geral deste trabalho é o de analisar a distribuição da RDPC oriunda do trabalho de 2001 a 2015 com base nos dados da PNAD. Especificamente pretende-se: i) Calcular e analisar índices de desigualdade da RDPC; ii) Verificar a participação das parcelas provenientes do trabalho na formação da RDPC; iii) Analisar o grau de progressividade das parcelas do trabalho; iv) Decompor a variação no índice de Gini pelo efeito-composição e efeito-concentração.

O período de análise justifica-se por abranger a maior queda histórica da desigualdade de renda no Brasil e de um maior dinamismo relativo da economia brasileira. O ano de 2015 foi o último ano da PNAD anual que foi substituída pela PNAD contínua, existente desde 2012, porém sem estreito vínculo metodológico com a PNAD anual, não permitindo, portanto, a junção das duas para efeito de estudos. A importância das medidas de desigualdade justifica-se por mostrar os efeitos de políticas que visam reduzir a desigualdade de renda.

Este trabalho está dividido em cinco partes. Na introdução buscou-se mostrar os principais propósitos desse trabalho. Na seção 2, faz-se uma abordagem histórica da evolução da desigualdade no Brasil, apresentam-se as parcelas da RDPC e, finalmente, os principais determinantes da desigualdade. Na seção 3 apresentam-se características da base de dados e da RDPC para captar desigualdade, formalizam-se as medidas de desigualdade utilizadas e os procedimentos para decomposição do coeficiente de Gini. Na seção 4, são apresentados os resultados e discussões acerca da participação das diversas parcelas da renda na RDPC, bem como o cálculo dos índices propostos e do grau de progressividade das parcelas na decomposição do índice de Gini. O trabalho encerra-se com as considerações finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Esta seção está dividida em três tópicos. Inicialmente faz-se um histórico da desigualdade de renda no Brasil. Em seguida mostra-se como a RDPC pode ser dividida em várias parcelas. Os dois últimos tópicos apresentam aspectos teóricos e empíricos relacionados aos principais determinantes da desigualdade de renda proveniente do trabalho (renda do trabalho) e renda não proveniente do trabalho (renda não trabalho).

2.1 Histórico da desigualdade da distribuição de renda no Brasil, 1960-2015

Segundo o IPEA (2006) e Hoffmann (1998 e 2017), a desigualdade da distribuição de renda no Brasil é tema de um grande número de pesquisas e artigos científicos que, na sua maioria, utilizam dados coletados pelo IBGE. Os primeiros trabalhos sobre o tema, com base em dados fornecidos pelo IBGE, foram de Hoffmann e Duarte (1972), Fishlow (1972) e Langoni (1973). Esses estudos mostraram que houve crescimento da desigualdade da distribuição da renda no Brasil entre 1960 e 1970. As causas do aumento da desigualdade, segundo os autores, estavam associadas às políticas governamentais, mudanças no mercado de trabalho e a diferenças educacionais entre trabalhadores.

Hoffmann e Duarte (1972) acreditavam que o aumento da desigualdade de renda se deu em função das políticas salariais: compressão salarial associada à queda do poder de barganha dos trabalhadores que provocou o aumento da rotatividade dos empregados, principalmente daqueles com menor qualificação. Estima-se que cerca de 50% da população não foi beneficiada pelo crescimento econômico e apenas 30% tiveram algum benefício, pois apenas 5% da população empregada concentravam 36% da renda total.

Para Fishlow (1972) o motivo pelo qual houve o aumento na sensibilidade dos salários estava relacionado às mudanças institucionais no mercado de trabalho pós-1965, principalmente no que diz respeito à contração do salário promovido pelo Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG): principal causa do aumento da desigualdade de renda, pois a inflação era subestimada. Isso é explicado também por Bacha (1978) e Gandra (2004): houve uma abertura do leque salarial dos gerentes diante de lucros crescentes nas firmas. Como os salários variam de acordo com sua posição hierárquica e, em geral, os cargos de gerência e supervisão tinham salários mais elevados que os demais trabalhadores subordinados, a compressão salarial aumentou a desigualdade de renda em detrimento da maioria dos trabalhadores.

Segundo Langoni (1973), na década de 1960, a expansão educacional levou a um aumento na desigualdade em educação e um aumento na desigualdade salarial, uma vez que a expansão educacional se deu em menor proporção que as alterações tecnológicas e a demanda por trabalhadores qualificados expandiu mais rapidamente do que a oferta, provocando um aumento na sensibilidade dos salários à educação. Isso se daria ao passo que houvesse transferência de mão de obra dos setores de baixa produtividade para os setores de maior produtividade num processo de crescimento econômico e industrialização.

Mostra-se que a desigualdade educacional primeiro cresce para depois declinar, pois à medida que o sistema educacional cresce a sensibilidade dos salários à educação tende a diminuir, o que implica em redução na desigualdade salarial. Assim sendo, uma queda da dispersão das curvas de oferta de trabalho diminui a dispersão dos investimentos em educação e, por conseguinte, reduz a dispersão da renda. Nos anos de 1960, a desigualdade em educação e a sensibilidade dos salários à educação aumentaram significativamente, o que explicou cerca de 50% do aumento da desigualdade (HECKMAN, 1979; BECKER, 1993; BARROS; MENDONÇA, 1995).

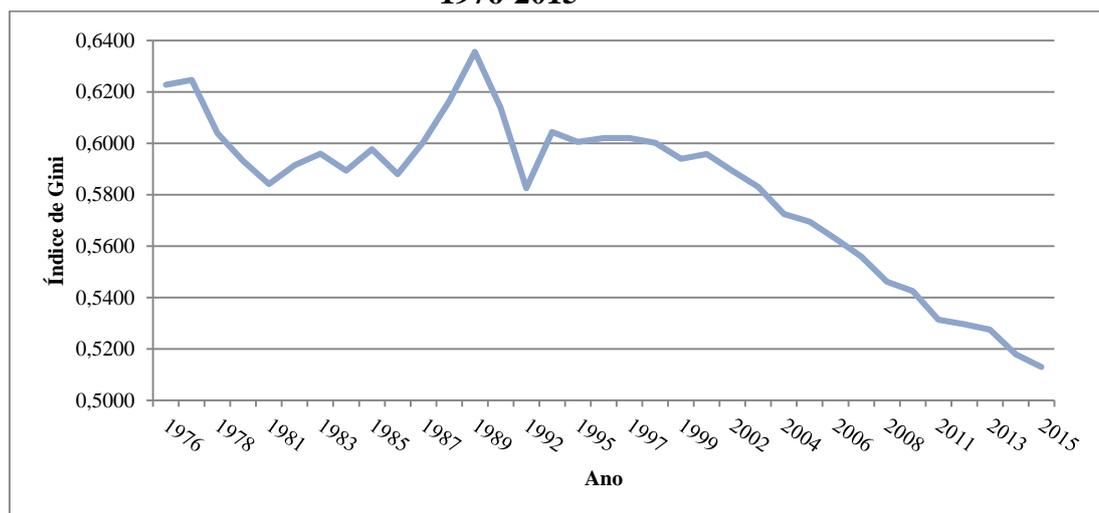
Langoni (1973), utilizando modelos de regressão log-lineares, afirma que, 51% das diferenças observadas na renda individual da população economicamente ativa em 1960 e, 59% em 1970, foram explicadas por nível de escolaridade, idade, atividade, região e sexo. Com destaque para as diferenças em níveis de educação que passou de 10% para 15% no período; a maior contribuição marginal dentre as variáveis explicativas. A educação também foi a variável que mais contribuiu para o aumento da desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini, em 8%, enquanto que a idade, a segunda variável que mais contribuiu: apenas 2%; sendo que a importância das outras variáveis foi praticamente desprezível. A participação da educação para o aumento do índice de Gini era de 62%; consistente com a teoria do capital humano. Algumas críticas ao trabalho de Langoni (1973) e também uma abordagem sociológica é a apresentada por Singer (1981).

Nos anos 1980, as variações na distribuição de educação e na sensibilidade dos salários ao nível educacional contribuíram menos para variações no grau de desigualdade. Assim, a teoria da segmentação do mercado de trabalho ou teoria do mercado dual, que surge ao término da década de 1960 a partir da crítica da teoria do capital humano tornou-se relevante, uma vez que as pesquisas mostraram que apenas os diferenciais em educação não explicam completamente a determinação e os diferenciais dos rendimentos. O papel da educação pode ser mínimo ou nulo em determinados mercados. Por exemplo, considere dois mercados: primário (alta produtividade, paga altos salários relativamente, baixa rotatividade,

treinamento próprio) e um secundário (baixa produtividade, baixos salários, alta rotatividade, sem qualificação, más condições de trabalho e uso de baixa tecnologia, em geral, os trabalhadores não se organizam em sindicatos). No mercado primário, a educação certamente é mais relevante que no segundo (LIMA, 1980).

Ainda sobre a década de 1980, muitos estudos analisaram a segmentação no mercado de trabalho brasileiro, principalmente nos setores formal e informal da economia. Entre 1985 e 1995, o foco dos estudos foi a relação entre estabilidade econômica, inflação e desigualdade. A partir dos anos 2000, buscou-se compreender a discriminação no mercado de trabalho (IPEA, 2006). Dada a importância da renda do trabalho na desigualdade de renda, as mudanças no mercado do trabalho ocorridas entre 1976 e 2015 tiveram relevância no comportamento do índice de Gini global apresentado na Figura 1.

Figura 1 - Evolução da desigualdade de renda no Brasil, medida pelo índice de Gini, 1976-2015



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do Hoffmann (2017) e IPEA (2018)

Conforme a Figura 1, entre 1976 e 1987, o índice de Gini variou entre 0,5842 e 0,6246 atingindo seu menor nível apenas no ano de 1981. De 1988 a 1990 a desigualdade de renda no Brasil atingiu o maior nível ao longo de todo o período analisado, com destaque para o pico de 1989; ano em que houve a maior desigualdade de renda no Brasil. Entre 1992 e 1999, em geral, a desigualdade caiu, porém variou num patamar semelhante ao dos anos de 1978 a 1987. De acordo com o IPEA (2006) e Hoffmann (2017), somente a partir de 2001 é que se observa uma queda mais acentuada da desigualdade, passando de 0,5958 para 0,5130 em 2015, devido a maior estabilidade macroeconômica, mudanças no mercado de trabalho e intensificação de programas sociais.

Na década de 1990, houve certa convergência de ideias nas explicações sobre a desigualdade de renda no Brasil, pois se reconheceu que tanto a educação como os efeitos de variáveis ocupacionais têm papel relevante na explicação da desigualdade dos rendimentos. Desenvolveu-se um arcabouço teórico a fim de investigar as diversas formas de desigualdade, bem como suas fontes de produção e reprodução. Para tanto, analisou-se qual é a parcela da desigualdade salarial gerada pelo mercado de trabalho via segmentação e discriminação e qual parcela é apenas o resultado da transformação da desigualdade intrínseca da força de trabalho (por exemplo, escolaridade e produtividade do indivíduo). Ainda segundo os autores, os resultados sugerem que o mercado de trabalho no Brasil era muito mais um transformador da desigualdade de condições do que um gerador de desigualdade. Em suma, tanto a teoria do capital humano (escolaridade, treinamento, experiência) como a segmentação no mercado de trabalho ou teoria do mercado dual são fatores relevantes para explicar a desigualdade dos rendimentos (BARROS; MENDONÇA, 1995; GANDRA, 2004).

A partir dos anos 2000, mostra-se que a desigualdade de renda no Brasil declinou continuamente atingindo em 2015 o menor nível desde 1976. Entre 2001 e 2004, o coeficiente de Gini caiu 4%, passando de 0,593 para 0,569, o que é uma queda significativa e tem, potencialmente, alto impacto sobre a redução da pobreza e da extrema pobreza. No referido período, a taxa de crescimento ao ano da renda média dos 10% mais pobres foi de 7% ao passo que a renda nacional caiu 1%. Considerando que a renda *per capita* da população total não cresceu, a queda da pobreza pode ser atribuída à redução na desigualdade; queda de 3,2% na proporção de pessoas extremamente pobres, equivalente a 5 milhões de brasileiros. Estima-se que se a renda não fosse redistribuída, o crescimento deveria ser de 6% ao ano para obter esse resultado. A queda na desigualdade se atribui principalmente à redução da heterogeneidade na qualificação da força de trabalho e a reduções nas imperfeições no funcionamento do mercado de trabalho e às transferências de renda do governo. No entanto, a queda entre 2001 e 2004 deve ser encarada apenas como o primeiro passo de uma longa caminhada, pois a desigualdade de renda no Brasil ainda é muito alta (IPEA, 2006; HOFFMANN, 2017).

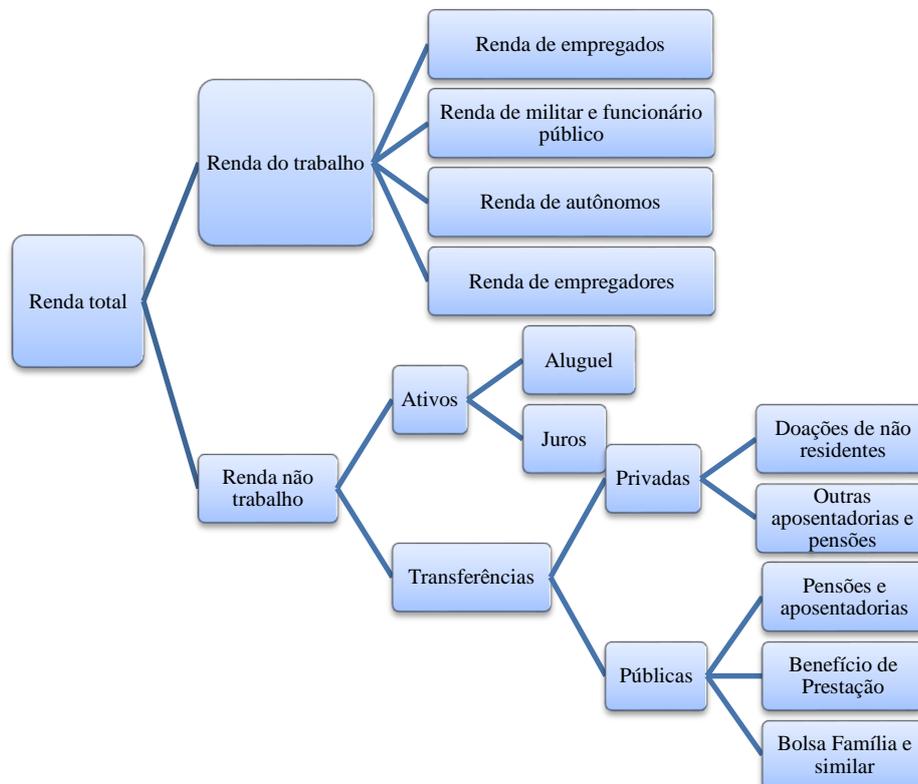
Hoffmann (2017) mostra com base nos dados da PNAD e utilizando três diferentes medidas de desigualdade que, entre 1995 a 2015, de fato a desigualdade de renda caiu no Brasil, mas apesar da tendência de queda dos índices de desigualdade da RDPC, entre 2014 e 2015, os índices permaneceram estáveis. Entre 2001 a 2014, a taxa de crescimento da renda média geral era igual a 3,3 % ao ano; enquanto a renda média do décimo mais pobre cresceu 9,4% ao ano, a renda média do décimo mais rico cresceu 2,0% ao ano. Entretanto, em 2015, a

renda média geral caiu 7%, sendo mais intensa para os extremamente pobres: isso significa aumento da desigualdade.

Finalmente, antes de passar para os próximos tópicos é importante conhecer as principais parcelas que a RDPC pode ser dividida, pois isso facilitará a compreensão do restante do referencial teórico. Segundo Barros *et al.* (2010), em geral, em pesquisas domiciliares, dois tipos de rendimentos são declarados: a renda do trabalho e a renda não trabalho, e ambas constituem a renda domiciliar *per capita* (RDPC).

Os rendimentos do trabalho podem ser divididos em quatro parcelas, objetos desse estudo: empregado do setor privado, militar e funcionário público, conta própria/autônomo e empregador. As rendas que não advêm do trabalho são: transferências públicas e privadas que geralmente compõe as aposentadorias que é o resultado do trabalho passado; ou renda de ativos: juros, aluguel, subsídios do governo ou doações entre domicílios. A Figura 2 mostra as principais parcelas nas quais pode-se dividir a renda domiciliar total.

Figura 2 – Fontes da renda domiciliar total



Fonte: Elaborado pelo autor com base em Barros *et al.* (2010)

É importante lembrar principalmente a divisão em renda do trabalho e renda não trabalho. A seguir são explicados os aspectos teóricos e empíricos determinantes da desigualdade de renda do trabalho (relacionados aos diferenciais em educação e a

segmentação no mercado de trabalho) e da desigualdade de renda não trabalho (relacionados principalmente aos valores de pensões e aposentadorias e as transferências de programas oficiais).

2.2 Determinantes da desigualdade de renda do trabalho

Os determinantes da desigualdade de renda são os fatores que fazem que uma pessoa, um domicílio ou uma família, por exemplo, tenha renda diferente de outra. Em geral, vários são esses fatores, todavia, considerando que grande parte da renda provém do trabalho, é possível que parte da desigualdade de renda esteja relacionada ao funcionamento do mercado de trabalho. A remuneração do trabalho é um dos fatores que tem mais impacto na determinação da desigualdade de renda observada. Estimou-se que, se os trabalhadores recebessem a mesma remuneração, isso excluiria cerca de 60% da desigualdade em renda familiar *per capita*, uma vez que a renda do trabalho tem alta contribuição na renda total das famílias e há diferenças de remuneração significativas entre trabalhadores. No Brasil, a desigualdade da renda do trabalho declinou após 1995 e, caiu ainda mais acentuadamente entre 2001 e 2004: isso explicou cerca de 50% da queda da desigualdade de renda entre as famílias no período (HERRÁN, 2005; HOFFMANN, 2006b).

O mercado de trabalho é, ao mesmo tempo, revelador e gerador de desigualdades, uma vez que isso ocorre simultaneamente nesse mercado. Para facilitar o entendimento desses aspectos, inicialmente, o foco será apenas os principais fatores que revelam desigualdade no mercado de trabalho e que estão relacionados aos diferenciais em educação: heterogeneidade em capital humano, acesso ao trabalho, mobilidade intergeracional e experiência/treinamento.

Há desigualdade revelada por meio da heterogeneidade em capital humano que se traduz em desigualdade de rendimentos. Desta maneira, assume-se que a renda do trabalho das famílias é determinada principalmente pela qualificação ou anos de estudo. A maior igualdade de renda pode ser alcançada por meio do acesso mais equitativo ao capital humano para que se reduzam as diferenças de remuneração entre trabalhadores com produtividade semelhante. No Brasil, demonstra-se que, desde os anos 1970 até 2013, quase metade da desigualdade em remuneração do trabalho está relacionada às diferenças em capital humano entre trabalhadores e, em especial, relacionado às reduções nos diferenciais de remuneração por nível educacional (MENEZES-FILHO; FERNANDES; PICCHETTI, 2006; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; FOGUEL; AZEVEDO, 2007; PEREIRA; VELOSO; BINGWEN, 2013; MENEZES-FILHO; OLIVEIRA, 2014).

A desigualdade revelada ocorre também pela desigualdade educacional entre os trabalhadores e a magnitude das diferenças de remuneração para indivíduos com distintos níveis de escolaridade. Entre 2001 e 2004, a desigualdade educacional da força de trabalho diminuiu explicando cerca de 10% da queda da desigualdade de renda do trabalho, e 5% da queda da desigualdade de renda familiar *per capita*. Os diferenciais de remuneração por nível educacional contribuíram com cerca de 20% da queda da desigualdade de rendimentos do trabalho e, para 10% da queda da desigualdade de renda familiar *per capita* (IPEA, 2006).

Quanto maior for o acesso ao trabalho ou a taxa de emprego entre os relativamente mais pobres, espera-se que menor deverá ser a desigualdade de renda (se os relativamente ricos concentram grande parcela da renda, em tese, a taxa de emprego terá pouca influência sobre a apropriação de renda desses estratos). No Brasil, estimou-se que aproximadamente 5% da desigualdade de renda entre famílias é efeito do acesso desigual ao mercado de trabalho. Entre 2001 e 2004, os indicadores (acesso a trabalho, desemprego e participação no mercado de trabalho) contribuíram apenas com 3% para a redução da desigualdade, dado que os postos de trabalho gerados foram ocupados por trabalhadores em famílias em que havia outras pessoas ocupadas. A produtividade do trabalho é determinada pelas características intrínsecas da força de trabalho e também pela qualidade dos empregos disponíveis (HERRÁN, 2005).

Estudos mostram também que a relação entre o nível educacional e a mobilidade intergeracional pode contribuir de maneira significativa na explicação da desigualdade de rendimentos. Afirma-se que no Brasil as famílias pobres têm pais menos escolarizados. Assim, ressaltam a importância da educação para as gerações futuras, uma vez que os filhos também poderiam adquirir uma educação menor provocando um mecanismo de transmissão intergeracional de pobreza, uma vez que uma pessoa de baixa renda e com pouca escolaridade estaria menos propensa a investir em educação (custo da educação seria muito alto gerado pelo baixo retorno até que o investimento se tornasse atrativo). O raciocínio se aplica também para famílias de baixa renda, pois, por essa razão estariam menos dispostas a investir na escolaridade dos filhos (CORRÊA; HOFFMANN, 1997; BARROS, 2001).

Segundo Becker *et al.* (2018), os pais mais ricos investem, em média, mais na educação de seus filhos do que os pais mais pobres. Assim, as diferenças no status econômico persiste entre gerações, mesmo nas partes superiores da distribuição de renda. Analogamente, determinados ambientes sociais podem gerar pobreza persistente, resultando em baixa mobilidade intergeracional. Em algumas situações, sucessivas gerações da mesma família

podem regredir em direção à média, sendo que a mobilidade de curto e longo prazo é afetada por mudanças nos retornos do capital humano.

Sob a ótica da escolha racional em que os indivíduos maximizam a utilidade, vários aspectos da família podem ser analisados: casamento e divórcio em sociedades poligâmicas e monogâmicas, nascimentos, a divisão do trabalho domiciliar, alocação de tempo, altruísmo, inclusive a relação entre mobilidade intergeracional e desigualdade de renda. Mostrou-se, por exemplo, que o comportamento familiar é um determinante importante da desigualdade, principalmente a partir das evidências ao final de 1960, nos Estados Unidos, em que houve crescimento de famílias chefiadas por mulheres que viviam abaixo da linha de pobreza à medida que aumentava as taxas de divórcios e o número de crianças nascidas de mães solteiras (BECKER, 1965; 1991).

Chavas *et al.* (2018), estudaram a relação entre o indivíduo e as funções de utilidade indireta do domicílio, demonstram que a distribuição de recursos entre os membros do domicílio está relacionada ao bem-estar das famílias e à desigualdade dentro da família. A técnica permite estimar o peso de Pareto e seu papel dentro de uma medida de dispersão de renda entre as pessoas do domicílio. Por meio de uma aplicação empírica estima-se um sistema de demanda coletiva para recuperar as funções de bem-estar individual e domésticas associadas, além de medidas de desigualdade intrafamiliar.

Em vários países, a desigualdade de renda e a transmissão intergeracional de recursos são fortemente correlacionadas positivamente: relação conhecida como "The Great Gatsby Curve". A curva mostra a relação entre desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini e, a persistência intergeracional, medida pela elasticidade dos ganhos intergeracionais. O Brasil tem um dos maiores índices de Gini, em relação a países com nível de desenvolvimento semelhante, e elevada persistência intergeracional. Isso mostra alta desigualdade e baixa mobilidade (BECKER *et al.*, 2018).

A produtividade intrínseca dos trabalhadores não é determinada apenas pela escolaridade e capital humano, mas também pela experiência no mercado de trabalho. Quanto à contribuição da experiência para desigualdade de renda do trabalho, dois fatores são determinantes: o diferencial de experiência entre trabalhadores e como o mercado remunera trabalhadores com diferentes níveis de experiência. No Brasil, as diferenças na experiência dos trabalhadores diminuíram lentamente, mas os diferenciais salariais por idade, cresceram sistematicamente entre 1995 e 2005. Assim, o resultado líquido foi positivo para a queda da desigualdade de rendimentos do trabalho, mas muito pequeno (BARROS; MENDONÇA, 1995; BARROS *et al.*, 2010).

Em suma, a escolaridade parece contribuir significativamente para a desigualdade de renda do trabalho no Brasil. Entre 2001 e 2004, por exemplo, cerca de 40% da desigualdade de renda entre famílias deveu-se à desigualdade de remuneração revelada no mercado de trabalho: as diferenças em anos de escolaridade entre os trabalhadores (30%), e as diferenças de experiência, 10% (REIS; BARROS, 1991; FERNANDES; MENEZES-FILHO, 2000; FERREIRA; LEITE; LITCHFIELD, 2006; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; MENEZES-FILHO; OLIVEIRA, 2014).

Inicialmente apresentou-se alguns aspectos da desigualdade revelada. O restante desse tópico tratará da desigualdade gerada no mercado de trabalho. O mercado de trabalho gera desigualdade, sobretudo, pela segmentação. A segmentação ocorre quando trabalhadores, com as mesmas características produtivas e não produtivas (cor, idade, sexo, etc.), atuam em distintos segmentos do mercado de trabalho (distintos setores econômicos, regiões ou nos mercados formal-informal) e são remunerados de forma diferenciada. As principais formas de segmentação do mercado de trabalho brasileiro são: discriminação (por exemplo, sexo e/ou cor), segmentação espacial e a segmentação formal-informal. No Brasil, em 2002, as formas de segmentação do mercado de trabalho explicaram 15% da desigualdade da renda total e 24% da desigualdade de renda do trabalho (HERRÁN, 2005).

Há discriminação salarial quando trabalhadores, com a mesma produtividade, ocupação e que atuam no mesmo segmento produtivo, são remunerados de forma diferenciada. Ainda que a discriminação seja uma manifestação injusta da desigualdade, a importância quantitativa desde a década de 1990 até o início dos anos 2000 era de apenas 5% da desigualdade entre trabalhadores e um percentual insignificante da desigualdade entre famílias (BARROS; MENDONÇA, 1993, 1996; HERRÁN, 2005).

Segundo o IPEA (2006), a remuneração das mulheres brasileiras era inferior à dos homens e se manteve relativamente estável no período 2001-2004. Os diferenciais por cor também eram altos no Brasil, mas inferior à discriminação por sexo e, caiu ao longo da última década, porém, a importância quantitativa para explicar a queda da desigualdade de renda no período era próxima de zero. Melo e Monte (2014) estudando o período de 2004 a 2012 verificaram que houve diminuição da desigualdade das rendas provenientes do trabalho do homem e aumento da parcela da renda do trabalho da mulher e a parcela do Programa Bolsa Família, o que contribuiu para a queda da desigualdade. Ademais, os resultados indicaram queda do índice de Gini de 8,78% no período.

Ao avaliar a discriminação racial no mercado de trabalho brasileiro, utilizando a decomposição de Oaxaca-Blinder a partir de dados da PNAD de 1996, concluiu-se que havia

um grande diferencial de salários entre brancos e negros e constatou-se que a discriminação racial era maior no Nordeste que no Sudeste, regiões que concentravam mais de 60% dos brancos e negros da amostra e, em parte, isso era explicado pelas desigualdades educacionais. Destacou-se ainda a discriminação racial que existia fora do mercado de trabalho ou de acesso ao mercado, uma vez que a escolaridade dos negros era menor (SOARES, 2000; CAMPANTE; CRESPO; LEITE, 2004).

Jesus (2016), analisando a diferença do rendimento médio entre brancos e negros entre 1995 e 2013, tanto pela decomposição de Oaxaca-Blinder como por meio de regressões, verificou que a diferença permaneceu estável e persistiu entre e dentro os grupos. Ressalta que, em 2013, a diferença dos níveis de escolaridade média dos grupos foi o principal determinante das distintas remunerações, 39,1%; enquanto que, a distribuição geográfica e por ocupação responderam por 21,3% e 9,8%, respectivamente.

A segmentação espacial refere-se aos diferenciais de remuneração entre Unidade Federativa (UF), regiões, espaço rural/urbano, capital/interior e são, teoricamente, uma fonte de explicação para a queda da desigualdade de renda. Almeida-Gabriel (2014) avaliando o comportamento de 10 parcelas da distribuição da RDPC, por grandes regiões no Brasil, com destaque para a região Norte no período de 2004 a 2012, verificou que havia heterogeneidade nas medidas de desigualdade tanto nos estados do Norte como nas outras regiões do Brasil. Destacou-se a regressividade da parcela da renda dos militares e funcionários públicos e a progressividade da parcela “outros rendimentos” que incluem as transferências do governo e foi responsável por 56,7% da variação do índice de Gini na região Norte no período analisado.

De acordo com o IPEA (2006), em 2004, a remuneração dos paulistas era 60% maior que a dos pernambucanos com idênticas características produtivas e ocupação no mercado de trabalho. A remuneração de trabalhadores nas Regiões Metropolitanas (RMs) era quase 20% superior à de trabalhadores de pequenos municípios do interior e trabalhadores urbanos recebiam remuneração quase 10% acima da dos trabalhadores rurais num mesmo município. Todavia, entre 1995 a 2005, esse aspecto não contribuiu significativamente para a redução no grau de desigualdade de renda.

Quanto às diferenças entre rendimentos de homens e mulheres na área rural do Brasil, evidencia-se que o marco legal de 1988 foi importante para que a aposentadoria por idade rural para mulheres, entre 2002 e 2009, diminuísse as discrepâncias entre os sexos, mas mostra-se que o trabalho rural feminino ainda é desvalorizado em função de assimetrias de gênero (SOUZA; STADUTO; KRETER, 2017).

Nas áreas rurais da região Nordeste do Brasil, onde havia os maiores bolsões de pobreza, afirmou-se que o papel da mulher era importante para melhor alocar os recursos na vida familiar e na comunidade rural. Mas, entre 2002 e 2009, a maior fonte de renda das famílias e das mulheres não era advinda das atividades agrícolas, mas principalmente da renda agrícola dos homens e de transferências sociais (STADUTO; NASCIMENTO; SOUZA, 2017).

A segmentação formal-informal é uma das formas de distinção mais evidente no mercado de trabalho do Brasil e ocorre quando há diferencial de rendimentos entre trabalhadores formais e informais. Trabalhadores informais recebiam remunerações 30% a 40% inferiores às de trabalhadores formais com as mesmas características produtivas. A queda no grau de informalidade, em meados da década de 1990, contribuiu para reduzir a desigualdade de rendimentos do trabalho; o aumento no diferencial de salários formal-informal tende a elevar a desigualdade. Entre 2001 e 2004, o aumento desse tipo de segmentação impactou negativamente em cerca de 5% no grau de desigualdade dos rendimentos do trabalho (BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007).

Araújo e Lombardi (2013), focalizando o ano de 2009, observaram ao comparar o mercado de trabalho formal com o informal, que havia grandes desigualdades de cor e sexo, sendo maior no setor informal: nas atividades formais, os empregadores eram na maioria brancos e homens; nas atividades informais, existia maior concentração de negros de ambos os sexos. A pobreza era maior entre os homens negros e havia maior proporção de mulheres mais velhas em trabalhos sem remuneração. A informalidade era mais elevada, principalmente, no setor agrícola e, em atividades domésticas (94,6% mulheres, e sem carteira assinada). A jornada de trabalho também era maior nas atividades informais.

Em 2009, o grau de escolaridade era maior no setor formal e entre as mulheres. Analisando o indicador rendimento médio do trabalho por hora, constatou-se que os trabalhos formais pagam melhor que os informais: 33% a mais por hora. Entretanto, tanto no setor formal como no informal, os homens ganham mais que as mulheres: 10,6% e 11,7%, respectivamente. Finalmente conclui-se que, independentemente da escolaridade e segmento no mercado de trabalho, os homens brancos ganham mais, seguidos dos homens negros, das mulheres brancas e das mulheres negras (ARAÚJO; LOMBARDI, 2013).

Em suma, estudos mais recentes sobre a educação e o mercado de trabalho brasileiro - Menezes-Filho e Amaral (2009); Curi e Menezes-Filho (2009 e 2014); Salvato, Ferreira e Duarte (2010); Nopo (2012); Pereira, Veloso e Bingwen (2013); Salvato, Lima e Viana (2013); Menezes-Filho e Oliveira (2014); Pecora e Menezes-Filho (2014); Zylberstajn (2015);

Araújo (2017); Pinto (2017); Vilela *et al.* (2017); Arabage (2018); Ribeiro e Machado (2018) - utilizando diferentes metodologias e base de dados, mostraram que, desde a década de 1990 até 2016, em geral, houve diminuição da heterogeneidade em educação e das principais formas de segmentação do mercado de trabalho. Entretanto, apesar de as evidências indicarem melhora na escolaridade média da população, o retorno da educação declinou e a qualidade da educação tem muito a melhorar, uma vez que o desempenho acadêmico dos jovens estudantes brasileiros é um dos piores do mundo segundo exames internacionais. A educação era a variável mais relevante para a queda da desigualdade e explicou cerca de 50% da desigualdade de renda no período (PEREIRA; VELOSO; BINGWEN, 2013; MENEZES-FILHO; OLIVEIRA, 2014; OCDE, 2016).

Vale ressaltar que se encontrou poucos estudos recentes que utilizaram a mesma metodologia, considerando as 11 parcelas da RDPC proposta nesse trabalho e analisaram a desigualdade de renda no Brasil para se comparar com os resultados dessa pesquisa, por exemplo, Ferreira (2006), Almeida-Gabriel (2014) Hoffmann (2014, 2016 e 2017), mas com abordagens distintas do enfoque na renda do trabalho. Entretanto, existem vários estudos que utilizaram medidas de desigualdade e a técnica da decomposição para as principais formas de segmentação no Brasil, por exemplo, Mariano e Lima (1998), Mariano e Neder (2006), Helfand, Rocha e Vinhais (2009), Araújo (2010), Baptistella (2010), Keifman e Maurizio (2012), Souza e Medeiros (2013a e 2013b), Almeida-Gabriel *et al.* (2014), Melo e Monte (2015), Barros (2017), Souza *et al.* (2017), Carvalho *et al.* (2018).

Considerando a importância dos determinantes da desigualdade de renda revelada e gerada no mercado de trabalho, alguns aspectos desse mercado também serão abordados para melhor explicar a desigualdade de renda no Brasil. Portanto, esses são os principais determinantes da desigualdade dos rendimentos do trabalho, parcela que tem maior peso na RDPC, apresentada na literatura e que é revelada ou gerada no mercado de trabalho.

2.3 Determinantes da desigualdade de renda não trabalho

Considerando que a relevância das parcelas da renda do trabalho para a variação na desigualdade de renda é em relação às demais parcelas da RDPC (renda não trabalho), torna-se relevante avaliar os determinantes dessas últimas parcelas e evidências empíricas de sua menor importância relativa.

As principais parcelas da renda não trabalho são: rendimentos de aposentadorias e pensões públicas e privadas, subsídios ou transferências de renda do governo, ativos e

doações. Do ponto de vista teórico, os determinantes da desigualdade de renda não trabalho são os valores dos benefícios oriundos de aposentadorias e pensões e programas sociais de transferência de renda focalizados nos mais pobres, conforme os resultados presentes na literatura detalhados a seguir.

No Brasil, as aposentadorias e pensões públicas, representavam, em 2006, cerca de 20% da renda das famílias. Ferreira (2006) mostra que, entre 1981 e 2001, as aposentadorias e pensões tiveram a segunda maior parcela na formação do índice de Gini da RDPC, 12,6% e representavam, em média, 12,7% do rendimento total (o rendimento do trabalho principal teve a maior participação na formação do índice, 78,1% e representou 79,9% do rendimento total).

Apesar de os rendimentos de aposentadorias e pensões terem menor participação na composição do índice de Gini que o rendimento do trabalho principal, houve uma tendência de aumento dessa parcela da renda e queda da última, uma vez que, segundo Ferreira (2006), em 1992, a participação das aposentadorias e pensões era de 14% e em 2001 atingiu 18,8%. Isso pode estar relacionado ao crescimento da população idosa devido a baixas taxas de fecundidade e aumento de longevidade e mudanças nas regras dos benefícios. Almeida-Gabriel e Ferreira (2009), analisando os rendimentos das aposentadorias e pensões na composição da desigualdade no Brasil, entre 1988 e 2008, também observaram um aumento da participação das aposentadorias e pensões na formação da RDPC pós-1992 que são explicadas, em parte, pelas mudanças legais na seguridade social em 1988.

É importante conhecer a relação entre renda do trabalho oriunda do mercado de trabalho formal e aposentadorias e pensões, pois, conforme Stephanes (1999), o aumento da informalidade diminuiu significativamente a arrecadação da Previdência Social. Em outras palavras, as decisões políticas e mudanças no mercado de trabalho determinam o acesso dos indivíduos aos benefícios de aposentadorias e pensões.

Stephanes (1999) mostra ainda que, em 1997, havia grande heterogeneidade nos valores dos benefícios o que pode interferir no grau de desigualdade. Pelo Instituto Nacional de Seguro Social (INSS), o valor médio do benefício rural era de 1 Salário Mínimo (SM) e o médio urbano de 2,1 SM por mês, ao passo que parte expressiva dos benefícios dos servidores do poder legislativo e do poder judiciário podiam atingir, em média, 36,2 SM por mês; muito embora, 80% dos servidores públicos brasileiros eram aposentados com até R\$ 1,2 mil. Nesse sentido, Ferreira (2006) destaca que a Previdência Social, enquanto redistribuidor de renda, pode diminuir a pobreza se as políticas focalizarem os mais pobres.

Quanto à contribuição dos rendimentos das aposentadorias e pensões para a variação da desigualdade, há trabalhos que afirmam que essa parcela da renda aumenta e outros

diminuem a desigualdade de renda. Hoffmann (2003 e 2009), conclui que as aposentadorias públicas (transferências de contribuições passadas provenientes do INSS) são regressivas. Ferreira (2006), também verificou que as aposentadorias e pensões contribuíram para aumentar a desigualdade da renda domiciliar *per capita*. Os resultados de Almeida-Gabriel e Ferreira (2009), também sugerem que as aposentadorias e pensões contribuem para aumentar a desigualdade, tanto no Paraná como no Brasil. Entre 1988 e 2008, esse componente da renda passou de 7,6% para 20% no Brasil: maior elevação na formação do índice de Gini. Contudo, Dedecca *et al.* (2006) mostraram que, no caso das famílias com rendimento *per capita* de até 1/4 do SM, os benefícios da previdência eram progressivos.

Rangel, Vaz e Ferreira (2009) analisaram a contribuição dos benefícios previdenciários e do Benefício de Prestação Continuada - Lei Orgânica da Assistência Social (BPC-LOAS) na distribuição da renda domiciliar e separaram os benefícios de até 1SM dos demais benefícios, com base na PNAD de 2007, mostraram que 70,3% do total dos benefícios eram de até 1SM, enquanto 29,7% superaram o piso, sendo que a região Nordeste detinha 88,6% dos benefícios de até 1 SM. Os benefícios de até 1 SM, representavam 4,5% da renda nacional e contribuíam com apenas 0,29% para a variação do índice de Gini. Os benefícios de valores superiores a 1SM representam 13,4% da renda nacional, mas contribuíam com cerca de 16% para a variação do Gini. Os coeficientes de concentração mostraram que os benefícios de até 1 SM são progressivos em relação ao índice de Gini total, ao contrário dos demais. Portanto, existiam diferenças em termos de progressividade entre os benefícios previdenciários e assistenciais de até 1 SM e os demais.

Além das evidências apresentadas acima para as parcelas de aposentadorias e pensões, outros estudos utilizaram metodologia semelhante a que foi utilizada nesse trabalho, porém para períodos distintos e considerando alguma maneira de segmentação espacial. Pode-se citar por exemplo, Ferreira (2003), Ferreira e Souza (2004 e 2008), Silva e Lopes (2009), Bessa (2013), Medeiros e Souza (2014), Rangel e Saboia (2015), Nakatani-Macedo *et al.* (2015 e 2016). Em geral, os resultados desses autores foram coerentes com resultados desse estudo.

Os recursos que não estão vinculados a contribuições prévias são tratados como transferências de renda do governo que representam subsídios às famílias: é o caso do Benefício de Prestação Continuada (BPC); os benefícios do Bolsa Família; Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) e o Bolsa Escola (IPEA, 2006).

Segundo Rocha (2007), programas de transferências de renda focalizadas nos mais pobres existem no Brasil desde a década de 1970, mas somente em 1993, com a

regulamentação da LOAS, que eles tiveram importância em termos distributivos mediante o aumento dos beneficiários e do valor do benefício.

De acordo com Montali e Tavares (2008), nas RMs brasileiras, onde havia a maior concentração de indivíduos pobres, houve um empobrecimento dos domicílios nos anos de 1990 até o início dos anos de 2000, consequência da queda da renda do trabalho e da reestruturação produtiva que o País passou, sendo que, em 2006 a renda ainda estava abaixo do nível de 1995. Assim, tornou-se relevante definir políticas de combate a pobreza como os programas de transferência de renda que se intensificaram ao longo dos anos 2000. Entre 2004 e 2006, os dados da PNAD mostraram que as transferências contribuíram para a queda da proporção dos domicílios com rendimento nulos e aumento da proporção dos domicílios com rendimento entre 1/2 SM e 1 SM, pelo menos para determinadas faixas das características de composição domiciliar e fase do ciclo de vida. Em geral, conclui-se que houve evidências de que as transferências atingem famílias de estratos de renda mais baixos, mas o programa era incipiente nas RMs.

Hoffmann (2006a), utilizando dados da PNAD para o período de 1997 a 2004 e analisando a decomposição da RDPC para o Brasil como um todo e para sua subdivisão em cinco grandes regiões, estimou que os programas de transferência de renda (incluído a parcela juros e dividendos) contribuíram com 28% para a redução da desigualdade de renda no País entre 1998 e 2004 e com 66% na região Nordeste. A renda *per capita* dos mais pobres cresceu 11,4% e houve queda do índice de Gini que passou de 0,5984 para 0,5687. Contudo, afirma que as transferências de renda não eram a principal causa da redução da desigualdade, uma vez que, ao longo do período analisado, entre 60% e 75% da redução do índice de Gini esteve associado ao rendimento de todos os trabalhos.

Soares (2006), avaliando o período de 1995 a 2004, porém distinguindo juros de transferências de renda, encontrou resultados semelhantes aos de Hoffmann (2006a) com base no índice de Gini. O autor atribui o sucesso de programas de transferência de renda, em diminuir a desigualdade de renda e a pobreza ao fato de que, no caso do Bolsa Família, por exemplo, cerca de 80% dos recursos atingiam as famílias que viviam abaixo da linha da pobreza: a quantidade de famílias nos estratos mais ricos era desprezível. Isso mostra o caráter progressivo dessa parcela da renda total. O Bolsa Família foi responsável por 21% e o BPC 7% da queda do índice de Gini e atingiam apenas 0,82% do total da renda das famílias. As pensões que equivaliam a 1 SM contribuíram com 32% para a queda do índice, porém, atingiam 4,6% do total da renda das famílias.

Entre 2001 e 2004, as transferências governamentais contribuíram com cerca de 33% da redução na desigualdade de renda. Porém, no período, o custo da expansão das aposentadorias e pensões foi de quatro a cinco vezes superior ao da expansão do Bolsa Família e do BPC. Portanto, no período, o Bolsa Família e o BPC foram muito mais custos-efetivos no combate à desigualdade do que as aposentadorias e pensões. Utilizando a razão entre a renda dos 20% mais ricos e a dos 20% mais pobres, o efeito positivo do Bolsa Família foi significativamente maior que o BPC e as pensões e aposentadorias públicas. As transferências privadas, em 2004, representavam apenas cerca de 2% da renda das famílias e correspondiam a 10% do total de transferências. Como no período o volume de transferências privadas o número de beneficiários se manteve estável, o impacto das transferências privadas pouco contribuíram para alterar a desigualdade de renda (BARROS *et al.*, 2006).

Quanto à efetividade de programas de transferência de renda, Resende e Oliveira (2008), utilizando dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF, 2002-2003), mostraram que os resultados estimados para o programa Bolsa Escola tiveram um efeito positivo sobre o consumo das famílias pobres e, os recursos foram destinados principalmente à alimentação, educação, produtos de higiene e vestuário. Nesse sentido, Rocha (2011) afirma que quanto maior o foco dos benefícios na base da distribuição e nos domicílios de renda mais baixa, maior será o retorno em termos de redução da pobreza para cada real gasto com os programas.

A renda de ativos (juros, dividendos e aluguéis), diferentemente das transferências governamentais, tendem a estar muito concentrados em famílias de alta renda, e tende a ser regressiva, porém, são subestimados pela PNAD. Apesar disso, não havia evidência de que tenham interferido significativamente na desigualdade de renda brasileira e pode ser considerado apenas um resíduo (HERRÁN, 2005; HOFFMANN, 2006a e 2017).

Portanto, até o momento fez-se um histórico da desigualdade no Brasil e apresentou-se os principais determinantes da desigualdade de renda do trabalho e desigualdade de renda não trabalho considerando a realidade do País e a literatura sobre o tema.³ As questões metodológicas serão demonstradas a seguir.

³ Além dos determinantes imediatos da desigualdade, pode-se discutir sobre a atuação do Estado, por exemplo, acerca da taxa de riqueza, políticas públicas para o mercado de trabalho e a regulamentação de rendas não trabalho. Scartascini *et al.* (2011), Machado (2012a e 2012b), Medeiros e Souza (2013), Souza (2016) e Martorano (2018) evidenciam as dificuldades políticas de natureza histórico-estrutural de implementar tais ações. Sem embargo, deve-se reconhecer a contribuição dos programas de transferência de renda para a redução da desigualdade.

3. METODOLOGIA

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada advém de informações da PNAD, no período de 2001 a 2015. A PNAD é a principal fonte de informação de renda domiciliar *per capita* no Brasil, variável utilizada neste trabalho, e é reconhecida como uma fonte de informações de excelente qualidade. A PNAD constituída de dados anuais encerrou em 2015. Produzia resultados para Brasil, Grandes Regiões, Unidades da Federação e nove Regiões Metropolitanas (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre), e pesquisava principalmente características gerais da população, educação, trabalho, rendimento e habitação, tendo como unidade de investigação o domicílio. A PNAD anual foi substituída, com metodologia atualizada, pela PNAD contínua, que propicia uma cobertura territorial mais abrangente e com informações conjunturais mensais e trimestrais sobre a força de trabalho em âmbito nacional (IBGE, 2018).

A PNAD iniciou no segundo trimestre de 1967, com periodicidade trimestral, até o primeiro trimestre de 1970. A partir de 1971, os levantamentos passaram a ser anuais, com realização no último trimestre, sendo interrompidos nos anos de realização dos Censos Demográficos. Em 1974-1975 foi realizada uma pesquisa especial, denominada Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF) e, durante a sua realização, o levantamento básico da PNAD foi interrompido. Em 1994, por razões excepcionais, a pesquisa não foi realizada. Ao longo do tempo, a PNAD passou por atualizações metodológicas, algumas restritas ao plano amostral, e outras relacionadas à abrangência e às conceituações dos aspectos pesquisados, conforme recomendações internacionais (IBGE, 2018; PNUD, 2005).

3.2 Desigualdade de renda domiciliar *per capita*

A utilização da renda domiciliar *per capita* pressupõe que não existem economias de escala na família (a renda para atender uma família maior deve ser proporcionalmente maior) e todos os indivíduos de uma mesma família necessitam do mesmo volume de recursos (idosos, adultos e crianças). É evidente que essas conjecturas não são rigorosamente verdadeiras. Tampouco há informações sobre essas simplificações. Assim, é importante verificar o impacto delas sobre a desigualdade (IPEA, 2006).

Conforme Barros *et al.* (2006) demonstram, a variação do coeficiente de Gini seria um

pouco maior caso existissem economias de escala, e ligeiramente menor caso os idosos necessitassem de mais recursos que as crianças para satisfazer suas necessidades. Portanto, as evidências baseadas em diferentes medidas de desigualdade com base na renda domiciliar *per capita* parecem robustas.

Neste trabalho, apenas os domicílios particulares permanentes com declaração da renda domiciliar serão analisados, excluindo-se os domicílios com rendimentos não declarados.⁴ Ademais, desconsideraram-se os rendimentos do norte rural da antiga região Norte, pois esses dados passaram a existir apenas a partir de 2004. Para analisar os rendimentos em termos reais, os valores da RDPC foram deflacionados utilizando-se da média geométrica do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) de setembro e outubro, e colocados na mesma unidade monetária de 2015.

A desigualdade de renda se refere à não existência de igualdade de rendimentos. Isso significa que determinada parcela da população apropria-se de uma quantidade maior da renda que outra. Em outras palavras, a desigualdade é uma característica da distribuição de renda: mais concentrada ou menos concentrada em determinados estratos da população. Quando a renda é transferida de um grupo para outro, se diz que houve uma redistribuição de renda, pois mudou o perfil da distribuição (HOFFMANN, 1998; MEDEIROS, 2012).

3.3 Medidas de desigualdade

Uma medida de desigualdade de renda é uma maneira de incluir diferenças de renda de milhões de pessoas expressa em um único indicador. Há diversas formas alternativas de medir desigualdade. Não existe um índice de desigualdade melhor que outro, entretanto o mais utilizado é o coeficiente de Gini. Sempre que houver um aumento generalizado na proporção da renda apropriada pelos mais pobres haverá um declínio no grau de desigualdade, independentemente do índice usado para medi-la. Ainda que seja possível questionar se os resultados não dependem da metodologia utilizada para medir a desigualdade deve-se verificar se, qualquer que seja o índice utilizado observa-se o mesmo comportamento (IPEA, 2006).

Entre os estudos pioneiros que analisaram medidas de desigualdade de renda destaca-se Lorenz (1905), ao formalizar a interpretação estatística do coeficiente de Gini.

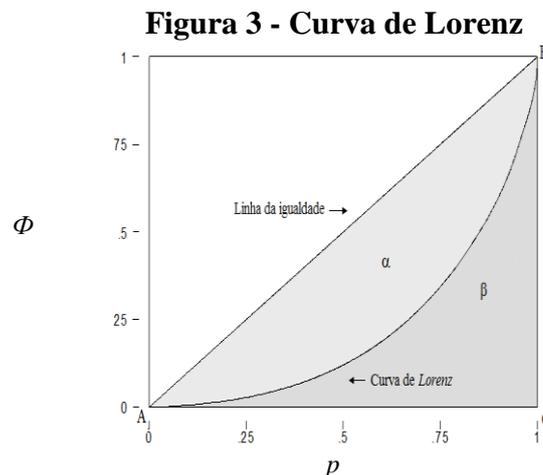
⁴ Em alguns casos, pode-se considerar valores de rendimentos negativos. Seus impactos sobre a distribuição estatística da renda encontra-se em Ostasiewicz e Vernizzi (2017) e Battisti, Porro e Vernizzi (2019).

Principalmente na década de 1970, os avanços técnicos permitiram a análise da decomposição do índice de Gini: Rao (1969), Pyatt (1976), Ayub (1977), Kakwani (1977), Fei, Ranis e Kuo (1978), Fields (1979), Pyatt, Chen e Fei (1980), Shorrocks (1982 e 1983), Lerman e Yitzhaki (1984) e Karoly e Burtless (1995). Utiliza-se frequentemente o trabalho de Pyatt, Chen e Fei (1980), tratando-se da literatura internacional.⁵

Neste trabalho serão formalizadas três medidas de desigualdade: os índices de Gini, de Mehran e de Piesch; destacando o coeficiente de Gini e sua decomposição em 11 parcelas da RDPC, e as mudanças na composição da renda e no grau de concentração de cada parcela entre dois períodos.

3.3.1 A curva de Lorenz e o Índice de Gini

De acordo com Hoffmann (2006c), a curva de Lorenz é uma ferramenta gráfica utilizada para representar a desigualdade em qualquer distribuição, isso inclui é claro as distribuições de renda. Seja p o valor da proporção acumulada da população até certo estrato e seja Φ o valor da correspondente proporção acumulada da renda. Os pares de valores (p, Φ) , para os diversos estratos, definem pontos em um sistema de eixos cartesianos ortogonais conforme a Figura 3.



Fonte: Hoffmann (2006c)

⁵ Pode-se encontrar vários trabalhos que utilizaram a referida metodologia para países de todos os continentes, por exemplo: Fields e Yoo (2000), Fields *et al.* (2001), Mishra, El-Osta e Gillespie (2009), Senadza (2011), Célestin e Clovis (2012), Paul, Chen e Lu (2012), Bezrukovs (2013), Mitrakos (2014), Singh e Kumar (2015), Wu (2016), Benjamin, Brandt e McCaig (2017), Kanbur, Wang e Zhang (2017), Mihaylova e Bratoeva-Manoleva (2018), Roope, Niño-Zarazúa e Tarp (2018). Existem esforços para a mensuração da desigualdade de renda domiciliar ser comparável entre países, por meio do World Income Inequality Database (WIID) das Nações Unidas. Mukhopadhyaya (2004) apresentou uma nota sobre isso.

A área α , compreendida entre a curva de Lorenz e o bissetor do 1º quadrante, é denominada “área de desigualdade”. Numa população em que todos recebem a mesma renda, perfeita igualdade, a proporção p da população corresponde igual proporção Φ da renda total, logo, tem-se sempre $\Phi = p$. Assim, a “curva” de Lorenz se reduz a um segmento de reta sobre o bissetor do 1º quadrante e a área de desigualdade é zero.

Quando a desigualdade é máxima e, como não há renda negativa, admite-se que em uma população com n indivíduos apenas um deles receba toda renda e os demais recebam renda nenhuma. Assim, a proporção acumulada da renda é igual a zero até o ponto da abscissa $\frac{(n-1)}{n}$, tornando-se $\Phi = 1$ quando se inclui o indivíduo que recebe toda a renda. Se esta proporção for muito grande, a “curva” de Lorenz se confunde com a poligonal ABC , e a área de desigualdade é praticamente igual à área do triângulo ABC , na Figura 3, é numericamente igual a 0,5.

Segundo Hoffmann (1998), formalmente a curva de Lorenz para uma variável discreta, pode ser dada como segue: considere-se uma população com n valores da variável x_i ordenados de maneira que

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n.$$

Admite-se que x_i é a renda da i -ésima pessoa em uma população de n pessoas. A proporção acumulada da população, até a i -ésima pessoa, é

$$p_i = \frac{i}{n} \tag{1}$$

e a correspondente proporção acumulada da renda é

$$\Phi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^i x_j \tag{2}$$

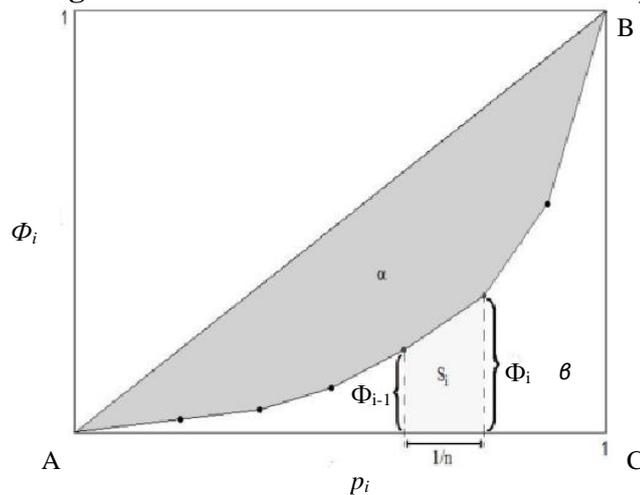
Onde μ é a renda média.

É necessário incluir as seguintes definições especiais:

$$p_0 = 0 \text{ e } \Phi_0 = 0 \tag{3}$$

Os pares de valores p_i, Φ_i (com $i = 0, 1, \dots, n$) correspondem a $(n + 1)$ pontos de um sistema de eixos cartesianos ortogonais. Unindo os pontos consecutivos, obtém-se uma poligonal, denominada “curva de Lorenz”, como mostra a Figura 4.

Figura 4 - Poligonal de Lorenz no caso de uma distribuição discreta



Fonte: Hoffmann (2006c)

A área compreendida entre a curva de Lorenz e o eixo das abscissas será indicada por β . Dado que a área do triângulo ABC é igual a 0,5, conforme mostrou a Figura 3, tem-se

$$\alpha + \beta = 0,5 \quad (4)$$

O índice de Gini (G) é definido como o quociente entre a área de desigualdade α e a área do triângulo ABC :

$$G = \frac{\alpha}{0,5} = 2\alpha \text{ onde } 0 \leq \alpha < 0,5 \text{ e } 0 \leq G < 1 \quad (5)$$

Lembrando (4), segue-se que

$$G = 1 - 2\beta \text{ onde } 0 < \beta \leq 0,5 \quad (6)$$

Pela Figura 4, verifica-se que a área β pode ser obtida somando a área de n trapézios, desde que se considere o triângulo retângulo com um dos vértices na origem dos eixos e catetos iguais a $\frac{1}{n}$ e Φ_1 como um trapézio cuja base menor é igual a zero. A área S_i do i -ésimo trapézio pode ser calculada por:

$$S_i = \frac{1}{2n} (\Phi_i + \Phi_{i-1}) \quad (7)$$

A área β pode ser obtida pela soma das n áreas S_i , ou seja,

$$\beta = \sum_{i=1}^n S_i \quad (8)$$

Segundo Hoffmann (2006c), substituindo a equação (7) em (8), obtêm-se

$$\beta = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n (\Phi_i + \Phi_{i-1}) \quad (9)$$

Substituindo a equação (9) em (6), obtêm-se a função a ser estimada do coeficiente de Gini

$$G = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\Phi_i + \Phi_{i-1}) \quad (10)$$

3.3.2 Índice de Mehran e Índice de Piesch

Assim como o índice de Gini, os índices de Mehran e de Piesch são baseados na área de desigualdade delimitada pela curva de Lorenz. Segundo Hoffmann (2004) esses dois índices também podem ser usados na análise da decomposição da desigualdade conforme parcelas da renda. Obtendo uma nova fórmula de cálculo do índice de Gini e seguindo um procedimento análogo ao utilizado para deduzir a expressão (10), pode-se dividir a área de desigualdade α em trapézios com altura $\frac{1}{n}$. A área do i -ésimo trapézio é

$$\frac{1}{2n} [(p_i - \Phi_i) + (p_{i-1} - \Phi_{i-1})]$$

Como $p_0 = \Phi_0 = 0$ e $p_n = \Phi_n = 1$, a área de desigualdade é

$$\alpha = \frac{1}{2n} \left[\sum_{i=1}^{n-1} (p_i - \Phi_i) + \sum_{i=2}^n (p_{i-1} - \Phi_{i-1}) \right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (p_i - \Phi_i) \quad (11)$$

Segue-se que o índice de Gini (G) pode ser expresso como

$$G = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (p_i - \Phi_i) \quad (12)$$

O índice de Mehran (M) pode ser definido como

$$M = \frac{6}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (1 - p_i)(p_i - \Phi_i) \quad (13)$$

No cálculo do índice de Mehran as diferenças de ordenadas da linha de perfeita igualdade e da curva de Lorenz $(p_i - \Phi_i)$ são ponderadas por $1 - p_i$, cujo valor diminui à medida que se percorre a distribuição, dos mais pobres até os mais ricos. Assim, o índice de

Mehran é mais sensível a mudanças na cauda esquerda da distribuição (entre os relativamente pobres), em comparação com o índice de Gini.

Se há perfeita igualdade, tem-se $\Phi_i = p_i$ para todo i e, conseqüentemente, $M = 0$. Pode-se deduzir que, para rendas não-negativas,

$$0 \leq M \leq 1 - \frac{1}{n^2} \quad (14)$$

Quando toda a renda fica com uma única pessoa, o valor de M será máximo e, conseqüentemente, $\Phi_i = 0$ para $i = 1, 2, 3, \dots, n-1$. Utilizando a fórmula da soma dos quadrados dos n primeiros números naturais tem-se:

$$\sum_{i=1}^n i^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \quad (15)$$

O índice de Piesch (P) pode ser definido como

$$P = \frac{3}{n} \sum_{i=1}^{n-1} p_i (p_i - \Phi_i) \quad (16)$$

Assim, o fator de ponderação das discrepâncias $p_i - \Phi_i$ é p_i , cujo valor cresce com a renda. Isso faz com que o índice de Piesch seja mais sensível a modificações na cauda direita da distribuição de renda (entre os relativamente ricos), em relação ao índice de Gini. Pode-se deduzir que

$$0 \leq P \leq \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{1}{2n}\right) \quad (17)$$

3.3.3 Decomposição do índice de Gini e a medida da progressividade de uma parcela da renda

Uma abordagem da decomposição do coeficiente de Gini foi apresentado no trabalho de Pyatt, Chen e Fei (1980) e a decomposição estática do índice de Gini conforme parcelas da renda é baseado em Hoffmann (2009) conforme segue.

Pode-se demonstrar que o índice de Gini pode ser representado por:

$$G = \frac{2}{n\mu} \text{cov}(i, x_i) \quad (18)$$

Considere-se que a renda x_i é formada por k parcelas, de maneira que

$$x_i = \sum_{h=1}^k x_{hi} \quad (19)$$

onde x_{hi} representa o valor da h -ésima parcela da renda da i -ésima pessoa.

A média da h -ésima parcela é

$$\mu_h = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{hi} \quad (20)$$

e a proporção acumulada do total dessa parcela até a i -ésima pessoa na série (1) é

$$\Phi_{hi} = \frac{1}{n\mu_h} \sum_{j=1}^i x_{hj} \quad (21)$$

De maneira análoga à definição da curva de Lorenz, denomina-se curva de concentração da h -ésima parcela a curva que mostra como Φ_{hi} varia em função de p_i . Ressalta-se que na construção da curva de concentração de x_{hi} é utilizada a ordenação dos x_i (e não a ordenação dos x_{hi} , que pode ser diferente).

Admitindo que $x_{hi} \geq 0$ e sendo β_h a área entre a curva de concentração de x_{hi} e o eixo das abscissas (p_i), a respectiva razão de concentração é definida como

$$C_h = 1 - 2\beta_h \quad (22)$$

Note-se a semelhança entre (6) e (22). Analogamente à (18), pode-se demonstrar que

$$C_h = \frac{2}{n\mu_h} \text{cov}(i, x_{hi}) \quad (23)$$

Verifica-se que $-1 + \frac{1}{n} \leq C_h \leq 1 - \frac{1}{n}$.

A participação da h -ésima parcela na renda total é

$$\varphi_h = \frac{\sum_{i=1}^n x_{hi}}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{\mu_h}{\mu} \quad (24)$$

Pode-se demonstrar que o índice de Gini é a seguinte média ponderada das razões de concentração:

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (25)$$

Como $\sum \varphi_h = 1$, pode-se escrever

$$G = G - \sum_{h=1}^k \varphi_h (G - C_h) \quad (26)$$

Com $\varphi_h > 0$, o sinal de $G - C_h$ é que determina se a parcela contribui para reduzir ou aumentar o valor do índice de Gini. Se $C_h < G$ a parcela x_{hi} está contribuindo para reduzir o índice de Gini (parcela progressiva). Se $C_h > G$, a parcela x_{hi} está contribuindo para aumentar o índice de Gini (parcela regressiva).

Para uma parcela $x_{hi} \geq 0$ da renda x_i , define-se a medida de progressividade de Lerman-Yitzhaki como

$$\pi_h = G - C_h \quad (27)$$

Um tributo (t_i) pode ser considerado uma parcela negativa da renda final, isto é,

$$t_i = -x_{hi} \quad (28)$$

A curva de concentração do tributo é construída usando os valores de t_i e a respectiva razão de concentração pode ser obtida por meio de (22) ou (23). Note-se que nesta última expressão a troca de sinal de x_{hi} não afeta o resultado, pois ocorre troca do sinal da covariância e de μ_h .

De acordo com (26), um tributo contribui para aumentar a desigualdade se $C_h > G$, pois o respectivo φ_h será negativo. Assim, para incluir o caso dos tributos, a medida de progressividade de Lerman-Yitzhaki deve ser definida como

$$\pi_h = (\text{sinal de } \varphi_h)(G - C_h) \quad (29)$$

A denominação dessa medida de progressividade é um reconhecimento do pioneirismo de Lerman e Yitzhaki (1985 e 1995) que destacaram a importância de considerar a ordenação das rendas finais e ainda demonstraram que dado um pequeno acréscimo proporcional em x_{hi} , isto é, multiplicando x_{hi} por $1 + \theta$, com θ arbitrariamente pequeno, a variação ΔG causada no índice de Gini é tal que

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\Delta G}{\theta} = \varphi_h (C_h - G) = -\pi_h |\varphi_h| \quad (30)$$

com $|\varphi_h|$ indicando o valor absoluto de φ_h .

A expressão mostra que a elasticidade de G em relação a x_{hi} é

$$\varphi_h \left(\frac{C_h}{G} - 1 \right) = - \frac{\pi_h |\varphi_h|}{G} \quad (31)$$

As expressões (30) e (31) mostram como o efeito de um pequeno acréscimo proporcional na parcela x_{hi} sobre o índice de Gini depende do grau de progressividade da parcela e do valor absoluto da sua participação na renda total. Esses resultados justificam considerar a expressão (29) como uma medida apropriada da progressividade da parcela x_{hi} .

Neste trabalho a divisão da renda domiciliar *per capita* será feita em 11 parcelas de acordo com o Quadro 1. O enfoque desse estudo foram as quatro primeiras parcelas.

Quadro 1 – Decomposição da RDPC em 11 parcelas

Parcela	Sigla	Definição das parcelas	Constituição das parcelas da RDPC
1	EMP	Renda do trabalho de Empregados do Setor Privado	O rendimento do trabalho, que é constituído pelos pagamentos brutos obtidos de todas as atividades das pessoas de 10 anos ou mais de idade, está dividido em quatro tipos, conforme a natureza do trabalho principal da pessoa, correspondendo às parcelas 1, 2, 3 e 4.
2	PUB	Renda do trabalho de Militar e Funcionário Público Estatutário	
3	AUT	Renda do trabalho de Conta Própria/Autônomos	
4	PAT	Renda do trabalho de Empregadores/Patrões	
5	AP1	Aposentadorias e pensões “oficiais” de até 1 salário mínimo	Os rendimentos de aposentadorias e pensões são pagamentos feitos pelo governo federal ou por instituto de previdência federal, estadual ou municipal, além de entidades seguradoras ou fundos de pensão. Neste trabalho, foi dividido em três tipos, sendo representados pelas parcelas 5, 6 e 7.
6	AP2	Aposentadorias e pensões “oficiais” acima de 1 salário mínimo	
7	AP3	Outras aposentadorias e pensões	
8	DOA	Doações feitas por pessoas de outros domicílios	Os rendimentos de doações são os provenientes de pessoa não moradora na unidade domiciliar.
9	ALU	Rendimentos de aluguel	Os rendimentos de aluguel incluem sublocação e arrendamento de móveis, imóveis, máquinas, equipamentos, animais, etc, representados pela parcela 9.
10	JUR	Juros e dividendos	Juros decorrentes de aplicações em ativos financeiros de renda fixa ou caderneta de poupança
11	TPO ⁶	Transferências de programas oficiais como o Bolsa Família ou Renda Mínima;	Pagamentos dos programas governamentais de assistência, podendo ser programa oficial de auxílio educacional (como o Bolsa-Escola) ou social (Renda Mínima, Bolsa Família, Benefício de Prestação Continuada - BPC-LOAS, Programa de Erradicação do Trabalho Infantil - PETI e outros).

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Ferreira (2006), Almeida-Gabriel (2014) e Hoffmann (2014, 2016 e 2017)

⁶ Calcula-se que um rendimento x é “menor ou igual ao salário mínimo” quando $x < M$ com M sendo o valor arredondado para o inteiro mais próximo de 1,095 vezes o salário mínimo corrente. Assim, em 2015 o valor de M é $1,095 \times 788,00 \cong 863,00$. O valor do rendimento 9,5% maior que o salário mínimo é arbitrário e é usado para captar a parte progressiva da parcela juros, conforme Hoffmann (2017).

3.3.4 Decomposição de variações no índice de Gini: o efeito-composição e o efeito-concentração

A decomposição da mudança no índice de Gini permite avaliar a contribuição de determinada parcela para uma mudança na desigualdade. Em outras palavras, examina em que magnitude uma parcela da renda contribui para variações no grau de desigualdade da renda. A seguir é deduzida a expressão da decomposição dinâmica do índice de Gini com base em Hoffmann (2006b) e Soares (2006). O valor inicial do índice é dado por

$$G_1 = \sum_{h=1}^k \varphi_{1h} C_{1h} \quad (32)$$

Mantendo a divisão da renda nas mesmas parcelas, no ano final tem-se

$$G_2 = \sum_{h=1}^k \varphi_{2h} C_{2h} \quad (33)$$

Assim, a variação no índice de Gini entre esses dois anos é

$$\Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} C_{2h} - \varphi_{1h} C_{1h}) \quad (34)$$

Somando e subtraindo $\varphi_{1h} C_{2h}$ dentro da expressão entre parênteses e fatorando, obtêm-se

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{2h} \Delta \varphi_h + \varphi_{1h} \Delta C_h) \quad (35)$$

com

$$\Delta \varphi_h = \varphi_{2h} - \varphi_{1h} \text{ e } \Delta C_h = C_{2h} - C_{1h} .$$

Alternativamente, somando e subtraindo $\varphi_{2h} C_{1h}$ dentro da expressão entre parênteses em (34), e fatorando, obtêm-se

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{1h} \Delta \varphi_h + \varphi_{2h} \Delta C_h) \quad (36)$$

As expressões (35) e (36) são duas maneiras possíveis de decompor ΔG . Para evitar escolher arbitrariamente uma delas, é razoável utilizar a média aritmética das duas:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h) \quad (37)$$

com

$$C_h^* = \frac{1}{2}(C_{1h} + C_{2h}) \quad (38)$$

e

$$\varphi_h^* = \frac{1}{2}(\varphi_{1h} + \varphi_{2h}) \quad (39)$$

A expressão (37) mostra que o aumento na participação de uma parcela no rendimento total ($\Delta\varphi_h > 0$) só contribui para reduzir o índice de Gini se a respectiva razão de concentração (C_h^*) for negativa.

A média dos índices de Gini nos dois anos considerados é

$$G^* = \frac{1}{2}(G_1 + G_2) \quad (40)$$

Como $\sum \varphi_{2h} = \sum \varphi_{1h} = 1$, verifica-se que

$$\sum_{h=1}^k G^* \Delta\varphi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} - \varphi_{1h}) = 0 \quad (41)$$

Então a expressão (37) permanece válida se subtrairmos a expressão (41) do segundo membro, obtendo

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k [(C_h^* - G^*) \Delta\varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h] \quad (42)$$

Matematicamente, tanto (37) como (42) são válidas. Porém, para analisar o significado econômico dos seus termos, verifica-se que (42) é a expressão mais conveniente. É mais razoável adotar uma decomposição da variação do índice de Gini na qual, de acordo com a expressão (42), o aumento da participação de uma parcela ($\Delta\varphi_h > 0$) contribui para aumentar ou diminuir o índice de Gini conforme a razão de concentração dessa parcela seja maior ou menor do que o índice de Gini, respectivamente.

Para parcelas positivas, lembrando (27), a expressão (42) pode ser escrita como

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k \varphi_h^* \Delta C_h - \pi_h^* \Delta\varphi_h$$

com

$$\pi_h^* = G^* - C_h^*$$

Portanto, o aumento da participação de uma parcela contribui para aumentar ou diminuir o índice de Gini conforme essa parcela seja, em média, regressiva ou progressiva,

respectivamente. Admitindo a expressão (42) como a decomposição da mudança no índice de Gini, a contribuição total da h -ésima parcela do rendimento para essa mudança é

$$(\Delta G)_h = (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h \quad (43)$$

e a respectiva contribuição percentual é

$$s_h = \frac{100}{\Delta G} [(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h] \quad (44)$$

Por meio das expressões (43) e (44) pode-se distinguir um efeito associado à mudança na composição do rendimento, denominado efeito-composição, e um efeito associado à mudança nas razões de concentração, o efeito-concentração. O efeito-composição da h -ésima parcela é

$$(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (45)$$

ou, como percentagem da mudança no índice de Gini,

$$s_{\varphi h} = \frac{100}{\Delta G} (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (46)$$

O efeito-composição total é

$$\sum_{h=1}^k (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (47)$$

O efeito-concentração da h -ésima parcela é

$$\varphi_h^*\Delta C_h \quad (48)$$

ou, como percentagem da mudança no índice de Gini,

$$s_{Ch} = \frac{100}{\Delta G} \varphi_h^*\Delta C_h \quad (49)$$

O efeito-concentração total é

$$\sum_{h=1}^k \varphi_h^*\Delta C_h \quad (50)$$

Considerando uma queda no índice de Gini, em termos absolutos, se o efeito-composição ou efeito-concentração for positivo, a mudança no índice contribui para diminuir a desigualdade de renda e, se algum dos referidos efeitos forem negativos, a mudança no índice contribui para aumentar a desigualdade.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A seção de resultados está dividida como segue: a subseção 4.1 analisa o comportamento dos índices de desigualdade da distribuição da RDPC para o Brasil; na subseção 4.2 e 4.3 analisa-se a participação das parcelas da renda do trabalho e da renda não trabalho na formação da RDPC e o grau de progressividade das referidas parcelas, respectivamente. Na subseção 4.4, mostra-se a participação das parcelas da RDPC na formação do índice de Gini e sua decomposição pelo efeito-composição e o efeito-concentração. Desta maneira, cada subseção busca atender a um objetivo específico desse trabalho. Ademais, cada subseção está organizada da seguinte maneira: apresenta-se os resultados, em seguida os dados são analisados e, finalmente, as evidências empíricas são relacionadas aos aspectos econômicos e à literatura subjacentes.

4.1 Comportamento dos índices de desigualdade da distribuição da RDPC para o Brasil

Para atender ao primeiro objetivo específico, observa-se que, em geral, qualquer que seja o índice utilizado, os dados da PNAD mostram que a desigualdade da distribuição da RDPC caiu continuamente entre 2001 e 2015. Porém, a queda foi mais ou menos intensa de acordo com a medida utilizada, conforme a Tabela 1. Esses dados foram ao encontro dos resultados de Almeida-Gabriel (2014), Hoffmann (2014, 2016 e 2017) e do IPEA (2018).

Tabela 1 – Índices de Gini, Mehran e Piesch da RDPC para o Brasil, 2001-2015

Ano	Índice de Gini	Var. %	% Acumulado	Índice de Mehran	Var. %	% Acumulado	Índice de Piesch	Var. %	% Acumulado
2001	0,5935	-	-	0,7256	-	-	0,5275	-	-
2002	0,5873	-1,04	-1,04	0,7181	-1,03	-1,03	0,5219	-1,06	-1,06
2003	0,5810	-1,07	-2,11	0,7133	-0,67	-1,70	0,5148	-1,36	-2,41
2004	0,5689	-2,08	-4,14	0,7003	-1,82	-3,49	0,5032	-2,25	-4,61
2005	0,5663	-0,46	-4,58	0,6966	-0,53	-4,00	0,5011	-0,42	-5,00
2006	0,5595	-1,20	-5,73	0,6896	-1,00	-4,96	0,4945	-1,32	-6,26
2007	0,5520	-1,34	-6,99	0,6841	-0,80	-5,72	0,4859	-1,74	-7,89
2008	0,5427	-1,68	-8,56	0,6741	-1,46	-7,10	0,4770	-1,83	-9,57
2009	0,5388	-0,72	-9,22	0,6702	-0,58	-7,64	0,4731	-0,82	-10,31
2011	0,5272	-2,15	-11,17	0,6586	-1,73	-9,23	0,4614	-2,47	-12,53
2012	0,5243	-0,55	-11,66	0,6538	-0,73	-9,90	0,4595	-0,41	-12,89
2013	0,5229	-0,27	-11,90	0,6540	0,03	-9,87	0,4574	-0,46	-13,29
2014	0,5135	-1,80	-13,48	0,6424	-1,77	-11,47	0,4491	-1,81	-14,86
2015	0,5128	-0,14	-13,60	0,6428	0,06	-11,41	0,4478	-0,29	-15,11

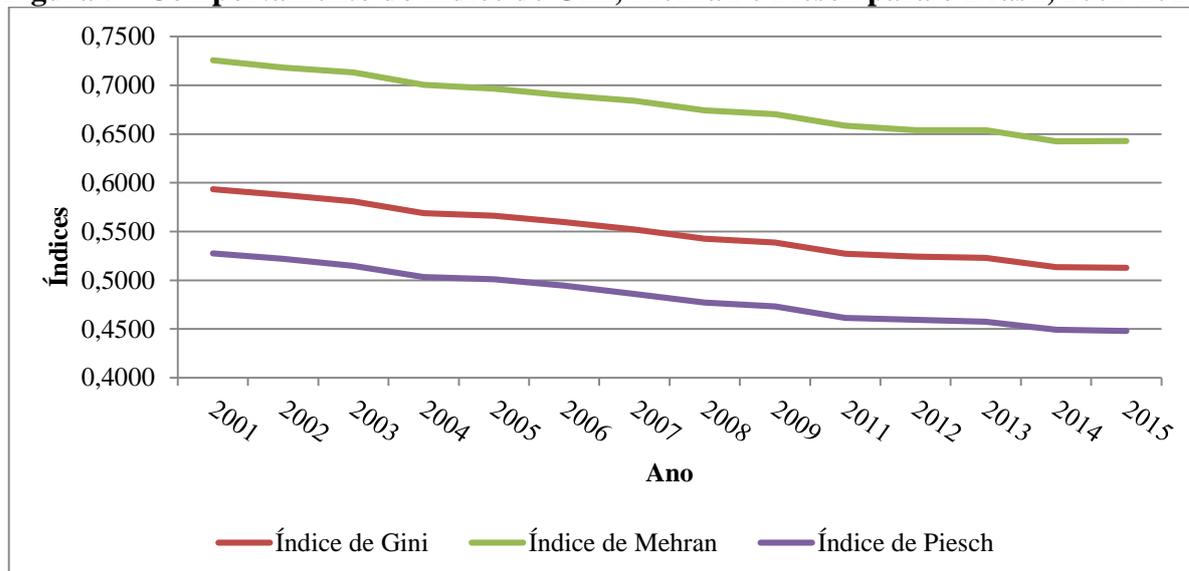
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

A Tabela 1 mostra que, segundo a medida de desigualdade mais utilizada, o índice de Gini, a desigualdade de RDPC acumulou, em 2015, queda de 13,60% em relação ao ano de 2001. O índice caiu pouco acima de 2% apenas em 2004 e 2011. Em seis dos 14 anos analisados a queda foi superior a 1% e, em cinco deles, a queda foi inferior a 1%, sendo de apenas 0,27% em 2013 e 0,14% em 2015.

Considerando que o índice de Mehran é mais sensível na cauda esquerda e o índice de Piesch é mais sensível na cauda direita da distribuição em relação ao índice de Gini, naturalmente, os valores desses índices serão maiores e menores que o índice de Gini, respectivamente. Entretanto, o comportamento desses índices ao longo do tempo é semelhante, bem como a variação percentual e o percentual acumulado, em relação ao primeiro ano analisado. Curiosamente, em 2013 e 2015, o índice de Mehran teve ínfima variação positiva, que pode estar ligada a queda da taxa de emprego entre os mais pobres e de seus rendimentos com a crise da economia brasileira observada em 2014 (HOFFMANN, 2017).

Essa tendência de queda nos índices de Gini, Mehran e Piesch pode ser facilmente visualizada pela Figura 5. Em média, entre 2001 e 2015, os índices caíram, ao ano, 1,12%, 0,93% e 1,25%, respectivamente.

Figura 5 - Comportamento do índice de Gini, Mehran e Piesch para o Brasil, 2001-2015



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

Portanto, os dados da PNAD indicam que houve redução na desigualdade de renda no Brasil, mas caiu apenas cerca de 1% ao ano no período analisado e as oscilações de um ano para outro são relativamente grandes. Isso indica que a queda de fato foi contínua, mas, não

foi estável e não teve alto impacto para reduzir a extrema desigualdade de renda no Brasil. Se se considera que o País é um dos que têm maior desigualdade de renda dentre os países para os quais há informações referentes ao índice de Gini, essa queda, apesar de importante, precisa ser maior para a redução da extrema desigualdade de RDPC que prevalece no Brasil e que fica evidente na Tabela 2.

Tabela 2 - Distribuição da RDPC no Brasil por décimos (%), 2004/2015

Décimos	2004	% Acumulado	2015	% Acumulado	Var. % (2004/2015)
1º	1,0	1,0	1,2	1,2	20,0
2º	1,9	2,9	2,5	3,7	31,6
3º	2,8	5,7	3,5	7,2	25,0
4º	3,7	9,4	4,6	11,8	24,3
5º	4,9	14,3	5,9	17,7	20,4
6º	5,9	20,2	6,6	24,3	11,9
7º	7,7	27,9	8,3	32,6	7,8
8º	10,4	38,3	10,8	43,4	3,8
9º	15,9	54,2	15,3	58,7	-3,8
10º	45,8	100,0	41,3	100,0	-9,8
Total	100,0		100,0		

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados de Pinto (2017, p.17)

A Tabela 2 mostra que, em 2004, 80% da população mais pobre se apropriava de apenas 38,3% da renda ao passo que os 20% mais ricos se apropriavam de 61,7% da renda. Em 2015, 80% da população mais pobre se apropriava de 43,4% da renda enquanto os 20% mais ricos se apropriavam de 56,6% da renda.

Alternativamente, em 2004, 50% da população mais pobre se apropriava de 14,3% da renda enquanto que os 50% mais ricos se apropriavam de 85,7% da renda. Em 2015, 50% da população mais pobre se apropriava de 17,7% da renda enquanto que os 50% mais ricos se apropriavam de 82,3% da renda.

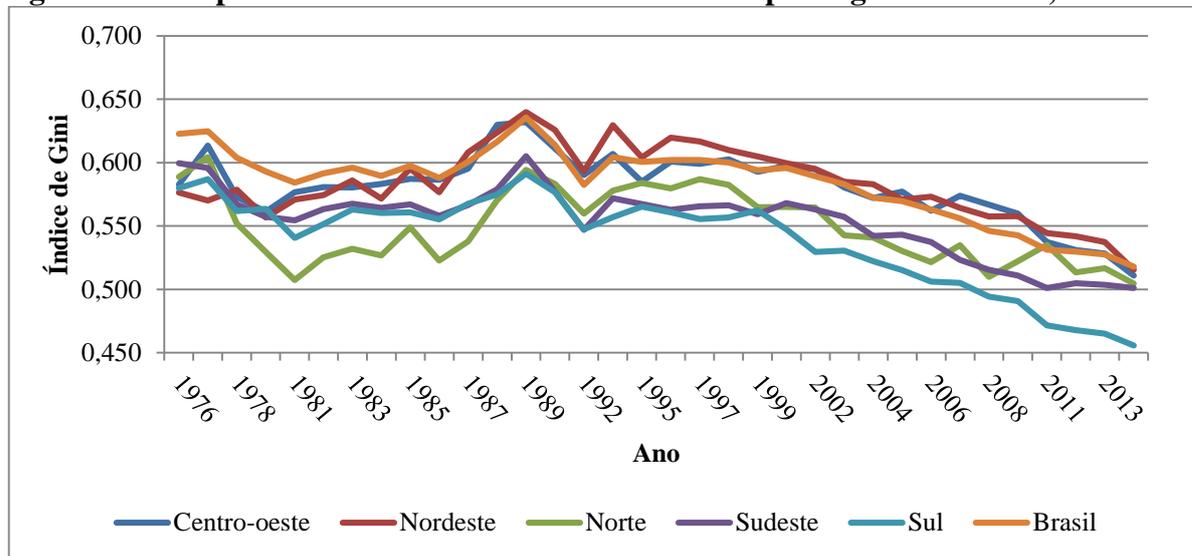
Os dados deixam claro que a renda estava extremamente concentrada no topo da distribuição, entre o 20% mais ricos, 9º e 10º estratos de renda. Por exemplo, em 2004, a renda dos 10% mais ricos era cerca de 9 vezes superior à renda dos 50% mais pobres e, em 2015, 7 vezes superior. Portanto, de fato houve indícios de queda da desigualdade de renda no período, pois a renda dos 20% mais ricos diminuiu e a renda dos 80% mais pobres cresceu, conforme indica a variação percentual da RDPC por décimos.

Considerando que o índice de Gini do Brasil reflete as particularidades das regiões e estados brasileiros, é interessante avaliar a desigualdade da distribuição da RDPC pela

segmentação espacial no Brasil. Possíveis disparidades no índice podem ainda refletir particularidades do mercado de trabalho de cada localidade.

De acordo com a Figura 6, entre 1976 e 2014, a desigualdade da RDPC foi distinta entre as regiões analisadas. Portanto, isso mostra a heterogeneidade da desigualdade no Brasil que foi mais ou menos intensa numa região ou período específico. Em geral, os índices regionais apresentaram uma tendência semelhante ao do Brasil e registraram queda a partir dos anos 2000, conforme foi analisado detalhadamente na Figura 1. Na Tabela 3, analisa-se um período mais recente.

Figura 6 – Comportamento do índice de Gini da RDPC por região brasileira, 1976-2014



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IPEA (2018)

Tabela 3 - Comportamento do índice de Gini da RDPC por região brasileira, 2001-2014

Região	Centro-Oeste	Var. %	Nordeste	Var. %	Norte	Var. %	Sudeste	Var. %	Sul	Var. %	Brasil	Var. %
2001	0,598	-	0,600	-	0,565	-	0,568	-	0,547	-	0,596	-
2002	0,595	-0,46	0,595	-0,74	0,565	-0,06	0,563	-0,89	0,529	-3,27	0,589	-1,09
2003	0,580	-2,43	0,585	-1,70	0,543	-3,91	0,557	-1,00	0,531	0,20	0,583	-1,06
2004	0,572	-1,41	0,583	-0,37	0,541	-0,31	0,542	-2,71	0,522	-1,57	0,572	-1,81
2005	0,577	0,85	0,571	-2,06	0,530	-1,98	0,543	0,18	0,515	-1,34	0,570	-0,51
2006	0,562	-2,62	0,573	0,37	0,522	-1,63	0,537	-1,06	0,506	-1,75	0,563	-1,15
2007	0,574	2,12	0,564	-1,51	0,535	2,55	0,523	-2,63	0,505	-0,24	0,556	-1,25
2008	0,567	-1,23	0,558	-1,21	0,510	-4,67	0,515	-1,52	0,494	-2,13	0,546	-1,76
2009	0,560	-1,24	0,558	0,06	0,522	2,45	0,511	-0,87	0,491	-0,69	0,543	-0,66
2011	0,537	-3,98	0,544	-2,40	0,535	2,46	0,501	-1,91	0,472	-3,92	0,531	-2,06
2012	0,531	-1,19	0,542	-0,47	0,513	-4,06	0,505	0,73	0,468	-0,78	0,530	-0,32
2013	0,528	-0,51	0,537	-0,83	0,517	0,60	0,504	-0,26	0,465	-0,62	0,527	-0,42
2014	0,511	-3,30	0,516	-4,07	0,505	-2,30	0,501	-0,48	0,456	-2,02	0,518	-1,81
Média		-1,28		-1,24		-0,90		-1,03		-1,51		-1,16

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IPEA (2018)

Segundo a Tabela 3, analisando especificamente o período de 2001 a 2014, os dados sugerem que, em média, a desigualdade caiu em todas as regiões, sendo que a região Sul teve os menores índices de Gini no período e, além disso, a desigualdade média da região caiu acima da média nacional. Por outro lado, a região Nordeste teve os maiores índices e vários períodos em que a desigualdade no Nordeste era maior que a do Brasil. O foco desse estudo é a desigualdade de renda no Brasil, porém, esses resultados regionais corroboram com os dados da Tabela 1. A heterogeneidade regional da desigualdade de renda no Brasil já foi discutida por Hoffmann (2003 e 2006a), Almeida-Gabriel e Ferreira (2009), Almeida-Gabriel (2014) e corroboram as evidências do IPEA (2018). Por não ser objeto direto desse trabalho, o **ANEXO A** mostra o índice de Gini por UF entre 2001 e 2014.

Por fim, a Tabela 4 mostra que, entre 2003 e 2014, a desigualdade não somente caiu, como houve também uma redistribuição da renda dos mais ricos para os mais pobres. Os 10% mais pobres da região Centro-Oeste tiveram o maior aumento na renda e os 10% mais pobres da região Norte o menor aumento na renda. De maneira oposta, os 10% mais ricos da região Sul e Nordeste tiveram as maiores reduções na renda e os 10% mais ricos da região Norte e Sudeste as menores reduções relativas na renda. Note-se que as regiões Sul e Sudeste, as regiões que tiveram os menores índices de desigualdade no Brasil, também reduziram a renda entre os mais ricos do 9º décimo.

Tabela 4 - Variação percentual da distribuição da RDPC por décimos e regiões brasileiras, 2003/2014

Décimos	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sudeste	Sul
1º	65,7	35,1	16,9	51,0	46,1
2º	38,6	27,5	11,4	32,5	32,2
3º	31,5	25,3	10,3	25,5	29,1
4º	28,7	23,9	11,6	21,8	26,0
5º	22,2	22,7	10,4	16,4	17,3
6º	13,4	19,6	10,7	11,8	15,2
7º	10,3	16,6	9,5	5,7	9,9
8º	3,5	9,4	5,7	0,6	4,3
9º	-7,2	0,7	0,8	-6,2	-2,2
10º	-10,6	-14,3	-9,0	-8,6	-14,8

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados de Pinto (2017, p. 33)

Esse tópico examinou índices de desigualdade de renda no Brasil. Além disso, demonstrou-se que a desigualdade é heterogênea dentre as regiões e estados evidenciando que a segmentação espacial pode ter diminuído no mercado de trabalho brasileiro, onde é gerada ou revelada a maior parte da desigualdade (BARROS; MENDONÇA; 1995; FERREIRA,

2006; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; ALMEIDA-GABRIEL (2014); MENEZES-FILHO; OLIVEIRA, 2014; HOFFMANN, 2003, 2014 e 2017).

Nesse sentido, é relevante avaliar participação da renda do trabalho na formação da RDPC para compreender como a desigualdade é gerada e/ou revelada. Analisar a participação das parcelas da renda do trabalho e da renda não trabalho na formação da RDPC é o objetivo da próxima subseção.

4.2 Participação das parcelas da renda do trabalho e renda não trabalho na formação da RDPC

Essa subseção procura responder ao segundo objetivo específico, analisando os aspectos que remetem ao título dessa subseção. Como se mostrou, tanto na Figura 2 como no Quadro 1, a RDPC pode ser dividida em várias parcelas. As parcelas ainda podem ser divididas em renda do trabalho (quatro parcelas)⁷ e renda não trabalho (sete parcelas)⁸, conforme se definiu nesse trabalho. A Tabela 5 mostra a participação percentual das parcelas da renda do trabalho na formação da RDPC.

Tabela 5 - Participação percentual das parcelas da renda do trabalho na formação da RDPC, 2001-2015

Ano	Renda do Trabalho				Total
	EMP	PUB	AUT	PAT	
2001	39,74	9,96	16,45	11,73	77,88
2002	39,78	9,94	15,75	11,90	77,37
2003	39,16	10,02	15,82	11,66	76,66
2004	39,78	10,15	15,20	11,20	76,33
2005	40,15	9,87	14,56	11,31	75,89
2006	39,29	10,68	13,99	11,94	75,90
2007	40,53	10,90	15,44	10,08	76,95
2008	41,19	10,91	13,49	10,94	76,53
2009	40,88	11,29	13,36	10,65	76,18
2011	42,87	10,92	15,25	8,31	77,35
2012	42,14	10,56	15,02	9,29	77,01
2013	42,47	10,78	14,47	9,51	77,23
2014	41,85	10,72	15,01	9,10	76,68
2015	40,85	11,46	14,89	8,28	75,48

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

⁷ EMP (empregados do setor privado); PUB (funcionários públicos estatutários e militares); AUT (autônomos); PAT (patrões).

⁸ AP1 (aposentadorias e pensões oficiais de até 1 SM); AP2 (aposentadorias e pensões oficiais acima de 1 SM); AP3 (outras aposentadorias e pensões); DOA (doações); ALU (aluguel); JUR (juros e dividendos); TPO (transferências).

De acordo com a Tabela 5, as parcelas da renda do trabalho (EMP, PUB, AUT e PAT) foram responsáveis por cerca de 3/4 da RDPC total no período analisado. Em geral, a variação das parcelas ao longo do tempo foi pouco significativa, uma vez que, na maioria das vezes, repetiu-se por mais de um período o nível de variação das parcelas que tenderam a ficar estáveis. No entanto, comparando 2015 em relação a 2001, a participação percentual de EMP e PUB cresceram 1,11 pontos percentuais (p.p.) e 1,5 p.p., respectivamente; enquanto que, a participação percentual de AUT (-1,56 p.p.) e PAT (-3,45 p.p.) diminuiu. Em média, entre 2001 e 2015, a participação percentual das parcelas da renda do trabalho na RDPC foi: EMP (40,76%), PUB (10,58%), AUT (14,91%) e PAT (10,42%).

A Tabela 6 mostra que a participação percentual das parcelas da renda não trabalho (AP1, AP2, AP3, DOA, ALU, JUR e TPO) responderam, em média, por menos de 1/4 da formação da RDPC, 23,33%. Diferentemente das parcelas da renda do trabalho, as parcelas da renda não trabalho tiveram maior variação relativa no período analisado. Comparando o ano de 2001 com 2015, observa-se que a participação das parcelas AP1 e TPO aumentou 3,21 p.p. e 1,33 p.p., respectivamente. Considerando que o peso de TPO cresceu 6,5 vezes no período, fica evidente que esse aumento de 1,33 p.p. é significativo. Todas as demais parcelas tiveram queda no período: AP2 (-0,55 p.p.), AP3 (-0,27 p.p.), DOA (-0,29 p.p.), ALU (-0,86 p.p.) e JUR (-0,19 p.p.). Em média, entre 2001 e 2015, a participação das parcelas da renda não trabalho na RDPC foi: AP1 (5,63%), AP2 (12,55%), AP3 (1,35%), DOA (0,52%), ALU (1,52%), JUR (0,69%) e TPO (1,05%). Os resultados da Tabela 5 e 6 foram coerentes com as evidências de Ferreira (2006); Almeida-Gabriel (2014) e Hoffmann (2003, 2009, 2013, 2014, 2016 e 2017).

Tabela 6 - Participação percentual das parcelas da renda não trabalho na formação da RDPC, 2001-2015

Ano	Renda Não Trabalho							Total
	AP1	AP2	AP3	DOA	ALU	JUR	TPO	
2001	4,11	13,01	1,47	0,68	1,93	0,69	0,24	22,12
2002	4,20	13,02	1,44	0,76	1,91	0,95	0,35	22,63
2003	4,84	13,66	1,35	0,71	1,74	0,65	0,40	23,34
2004	4,63	13,50	1,47	0,73	1,74	0,72	0,88	23,67
2005	4,97	13,21	1,62	0,71	1,82	0,90	0,88	24,11
2006	5,25	12,74	1,52	0,71	1,73	0,92	1,24	24,10
2007	5,54	12,44	1,45	0,55	1,49	0,57	1,01	23,05
2008	5,60	12,61	1,30	0,50	1,68	0,63	1,14	23,47
2009	6,07	12,73	1,32	0,44	1,56	0,46	1,23	23,82
2011	6,26	11,93	1,22	0,26	1,08	0,60	1,32	22,65
2012	6,58	11,34	1,15	0,27	1,25	0,93	1,46	22,99
2013	6,76	11,55	1,13	0,25	1,15	0,50	1,44	22,77
2014	6,71	11,52	1,28	0,37	1,19	0,69	1,56	23,32
2015	7,32	12,46	1,20	0,39	1,07	0,50	1,57	24,52

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

Comparando a participação das parcelas da renda do trabalho e renda não trabalho na formação da RDPC, observa-se que, a renda do trabalho, somente por meio da renda gerada por EMP e AUT atinge cerca de 50% da RDPC total. Somando as outras duas parcelas atinge mais de 70%. Isso pode indicar que, grande parte da desigualdade de renda é revelada e/ou gerada no mercado de trabalho, conforme se apresentou na revisão de literatura.

Segundo Barros *et al.* (2010), a desigualdade educacional gera desigualdade salarial quando o mercado de trabalho valoriza em graus diferentes a educação dos trabalhadores, sendo que trabalhadores com maior nível educacional têm maior remuneração que os trabalhadores com menor nível educacional. Assim, a desigualdade de renda depende de como o mercado de trabalho valoriza cada ano adicional de escolaridade do trabalhador. Se a população tem pouca escolaridade, a expansão educacional pode contribuir para a queda na desigualdade em renda do trabalho.

A Tabela 7 mostra que houve aumento da proporção de trabalhadores qualificados entre 1992 e 2009, e isso possivelmente contribuiu para a queda da desigualdade de renda, mas, em 2009, 60,2% dos empregados estavam entre os intermediários. O retorno da educação aumentou entre 1992 e 2001 e caiu em 2009, independentemente do nível educacional, mostrando que os trabalhadores mais qualificados foram menos valorizados no mercado de trabalho.

Tabela 7 - Oferta de trabalho por nível educacional e retorno da educação no Brasil, 1992/2001/2009

Oferta de trabalho	Nível educacional	1992	2001	2009
População geral	% Não qualificados	56,0	42,1	25,3
	% Intermediários	33,0	45,7	59,0
	% Qualificados	11,0	12,2	15,7
População economicamente ativa (PEA)	% Não qualificados	53,1	39,8	23,1
	% Intermediários	34,4	46,7	59,8
	% Qualificados	12,5	13,5	17,1
Empregados	% Não qualificados	51,1	37,3	22,0
	% Intermediários	35,5	48,4	60,2
	% Qualificados	13,5	14,3	17,8
Retorno da educação (%)	Intermediários/ Não qualificados	0,696	0,726	0,509
	Qualificados/Intermediários	1,367	1,560	1,334

Fonte: Adaptado pelo autor com base nos dados de Pecora e Menezes-Filho (2014, p. 229)

Nota: **Não Qualificados**: trabalhadores com nível de Ensino Básico; **Intermediários**: Trabalhadores com Ensino Médio; **Qualificados**: Trabalhadores com nível de Ensino Superior.

Analisando o grau de instrução das pessoas com mais de 25 anos, Pinto (2017) argumenta que entre 2004 e 2015, o percentual das pessoas que não tinham nenhum grau de instrução passou de 16% para 11%. Por outro lado, o percentual das pessoas com nível superior completo no Brasil passou de 8% para 14%. Em 2015, a região Nordeste tinha o menor percentual de pessoas com ensino superior completo (8,3%) e a região Sudeste o maior percentual (16,3%). Isso significa que, potencialmente, a produtividade do trabalho pode crescer significativamente no Brasil, se a educação tiver boa qualidade e as pessoas tiverem oportunidades para estudar.

As parcelas da renda não trabalho não atingiram 1/4 da participação da RDPC total no período entre 2001 e 2015. Como a renda de aposentadorias, na maioria das vezes, é advinda de contribuições passadas, o funcionamento do mercado de trabalho pode determinar essas parcelas da renda. Somadas AP1, AP2 e AP3, atingiram, em média, 19,53% no período analisado. As parcelas DOA, ALU e JUR não somente têm pequena participação na RDPC total, como também diminuíram sua participação. Entretanto, TPO multiplicou-se por mais de 6 vezes, indicando que os programas sociais de transferência de renda foram intensificados no período; isso é corroborado pelos estudos de Soares (2006) Rocha (2007 e 2011); Montali e Tavares (2008), Campello e Neri (2013) e Hoffmann (2017).

Esta subseção mostrou a participação percentual das parcelas da renda do trabalho e da renda não trabalho na RDPC total. Os dados indicaram que a renda do trabalho teve participação significativa na RDPC em relação às parcelas da renda não trabalho. Ademais, a expansão educacional e das transferências podem ter contribuído para a queda da

desigualdade no período analisado. Se o objetivo for analisar a contribuição de cada parcela da renda para o aumento ou diminuição da desigualdade de renda é importante conhecer o grau de progressividade das parcelas da renda do trabalho e da renda não trabalho. É o que será discutido a seguir na subseção 4.3.

4.3 O grau de progressividade das parcelas da renda do trabalho e renda não trabalho

O grau de progressividade de uma parcela da renda é obtido por meio da diferença entre a medida de desigualdade utilizada, neste trabalho, índice de Gini, Mehran ou Piesch, e sua respectiva razão de concentração. O grau de progressividade costuma variar entre -1 e 1, sendo que, se for negativo, diz-se que a parcela da renda é regressiva (contribui para aumentar a desigualdade de renda) e, se for positivo, diz-se que a parcela da renda é progressiva (contribui para diminuir a desigualdade de renda).

Nesta subseção será analisado o grau de progressividade tanto das parcelas da renda do trabalho como das parcelas da renda não trabalho pelo índice de Gini, atendendo ao terceiro objetivo específico. Os ANEXOS de B a F mostram as razões de concentração pelas três medidas utilizadas e o grau de progressividade pelo índice de Mehran e Piesch. Em geral, independentemente do índice usado e levando em conta as suas peculiaridades, o comportamento e o sinal das medidas são semelhantes.

A Tabela 8 mostra o grau de progressividade das parcelas da renda do trabalho pelo índice de Gini. As parcelas EMP e AUT são progressivas, porém, ao longo do período analisado, o grau de progressividade de EMP, parcela que tem maior participação percentual na RDPC, permaneceu estável e atingiu no máximo 0,1069. Portanto, essa parcela contribuiu para a queda da desigualdade, só que relativamente pouco. Isso pode estar relacionado à alta heterogeneidade de qualificação e de discriminação dos empregados no mercado de trabalho brasileiro. A progressividade de AUT variou significativamente e chegou a 0,0131, em 2012, por exemplo, e em geral caiu, passando de 0,0704 em 2001, para 0,0416 em 2015. Assim sendo, essa parcela também contribuiu ainda menos que EMP para a queda desigualdade de renda, e pode haver a possibilidade de ela se tornar regressiva, caso a queda do grau de progressividade se acentue. Por outro lado, tanto PUB como PAT são parcelas regressivas. A progressividade de PAT foi mais regressiva que a de PUB, mas ambas se tornaram ainda mais regressivas entre 2001 e 2015, contribuindo para aumentar a desigualdade de renda. Esses resultados convergem com aqueles encontrados por Hoffmann (2003, 2013 e 2017), Ferreira (2006) e Almeida-Gabriel (2014).

Tabela 8 - Grau de progressividade das parcelas da renda do trabalho pelo índice de Gini, 2001-2015

Ano	Renda do Trabalho			
	EMP	PUB	AUT	PAT
2001	0,0949	-0,1453	0,0704	-0,2665
2002	0,0922	-0,1540	0,0861	-0,2692
2003	0,0968	-0,1524	0,0768	-0,2789
2004	0,0996	-0,1644	0,0695	-0,2863
2005	0,0967	-0,1695	0,0801	-0,2868
2006	0,1069	-0,1863	0,0738	-0,2968
2007	0,1025	-0,1918	0,0361	-0,2994
2008	0,1030	-0,1976	0,0661	-0,2941
2009	0,1042	-0,2068	0,0654	-0,2974
2011	0,0883	-0,2188	0,0233	-0,3232
2012	0,0946	-0,2059	0,0131	-0,3285
2013	0,0928	-0,2096	0,0203	-0,3341
2014	0,0927	-0,2235	0,0193	-0,3311
2015	0,0854	-0,2282	0,0416	-0,3223

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

A Tabela 9 mostra o grau de progressividade das parcelas da renda não trabalho. As parcelas AP1, DOA e TPO são claramente progressivas. Todavia deve-se observar que a progressividade de AP1 passou de 0,5051 para 0,3519 e a de TPO passou de 0,9945 para 0,9216, ambas em 2001 e 2015, respectivamente. Isso mostra que a capacidade dessas parcelas em diminuir a desigualdade de renda caiu no período, mesmo com o aumento real do salário mínimo⁹ e das transferências, conforme mostram Campello e Neri (2013) e Bacha e Hoffmann (2015). Apesar da progressividade de DOA ter aumentado, não há evidência que tenha interferido significativamente no grau de desigualdade de renda. A parcela AP3 também foi majoritariamente progressiva no período analisado, porém, assim como ocorreu com AUT, sua variação foi muito próxima de zero e, por isso, tem pouca influência sobre a desigualdade de renda.

Por outro lado, as parcelas AP2, ALU e JUR foram majoritariamente regressivas. Tanto AP2 como ALU se tornaram mais regressivas no período estudado e, portanto, contribuíram para aumentar a desigualdade de renda. Contudo, JUR foi menos regressiva,

⁹ Ferreira, Firpo e Messina (2017), Alvarez *et al.* (2018) e Engbom e Moser (2018), utilizaram metodologias mais apropriadas no que se refere a relação entre salário mínimo e a desigualdade. Observaram uma redução da desigualdade de renda do trabalho em determinados estratos, entre 2003 e 2012. Deve-se ressaltar, contudo, que, uma política de salário mínimo que não acompanha o aumento da produtividade das firmas pode levar ao aumento da informalidade, caso não haja estímulos para o indivíduo buscar alternativas de renda na formalidade.

tornando essa parcela um pouco progressiva em 2015. No caso de JUR, apesar disso, também não há evidência que tenha interferido de maneira relevante na desigualdade de renda. Os seguintes autores também chegaram a análises semelhantes: Hoffmann (2003, 2009 e 2017); Dedecca *et al.* (2006); Almeida-Gabriel e Ferreira (2009); Rangel, Vaz e Ferreira (2009) e Rocha (2011).

Tabela 9 - Grau de progressividade das parcelas da renda não trabalho pelo índice de Gini, 2001-2015

Ano	Renda Não Trabalho						
	API	AP2	AP3	DOA	ALU	JUR	TPO
2001	0,5051	-0,1690	-0,0269	0,1998	-0,2040	-0,2543	0,9945
2002	0,5035	-0,1700	0,0004	0,1581	-0,2159	-0,2515	0,9665
2003	0,4601	-0,1802	0,0107	0,1782	-0,2202	-0,2077	0,9741
2004	0,4480	-0,1906	0,0006	0,1069	-0,2177	-0,2247	0,9323
2005	0,4251	-0,1857	-0,0478	0,1533	-0,2227	-0,2298	0,9029
2006	0,3996	-0,1880	-0,0215	0,1180	-0,2310	-0,1696	0,8924
2007	0,4066	-0,1953	0,0003	0,1357	-0,2372	-0,1476	0,9260
2008	0,3945	-0,2068	0,0511	0,1095	-0,2554	-0,1866	0,9268
2009	0,3770	-0,2169	0,0460	0,1467	-0,2350	-0,1123	0,9281
2011	0,3893	-0,2089	0,0437	0,1600	-0,2483	-0,1533	0,9567
2012	0,3733	-0,2099	0,0632	0,2020	-0,2796	-0,2259	0,9592
2013	0,3660	-0,2125	0,0510	0,1780	-0,2643	-0,0308	0,9697
2014	0,3679	-0,2167	0,0182	0,2531	-0,2525	-0,0631	0,9628
2015	0,3519	-0,2222	0,0412	0,2700	-0,2374	0,0485	0,9216

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

Assim sendo, ainda que a participação percentual da renda do trabalho na RDPC seja elevada, apenas 2 das suas 4 parcelas contribuem relativamente pouco para diminuir a desigualdade de renda. Assim, pode-se inferir que o mercado de trabalho no Brasil de fato é um grande revelador e gerador de desigualdade de renda, assim como destaca a literatura: Barros e Mendonça (1995); Barros, Franco e Mendonça (2007); Barros *et al.* (2010); Araújo e Lombardi (2013); Melo e Monte (2014); Zylberstajn (2015); Jesus (2016); Staduto, Nascimento e Souza (2017); Souza, Staduto e Kreter (2017) e Ribeiro e Machado (2018).

Em contrapartida, as parcelas API, TPO e DOA são relativamente as mais progressivas de todas as 11 parcelas; porém, vale lembrar que o grau de progressividade dessas duas primeiras parcelas caiu. Assim sendo, apenas a parcela TPO parece de fato contribuir significativamente para a redução da extrema desigualdade de renda no Brasil,

mesmo com uma participação média na RDPC de 1,05% entre 2001 e 2015; como já foi demonstrado por Campello e Neri (2013) e Hoffmann (2013 e 2017).

A literatura mostra que cerca de metade da desigualdade de renda no Brasil deveu-se à desigualdade educacional dos trabalhadores que pode gerar diferenciais salariais: Barros e Mendonça (1995); Menezes-Filho e Amaral (2009); Barros *et al.* (2010); Curi e Menezes-Filho (2009 e 2014); Vilela *et al.* (2017). Nesse sentido, o aumento dos anos estudo pode ser um fator que contribuiu para diminuir a desigualdade de renda no Brasil.

De acordo com a Tabela 10, a média de anos de estudo da população maior de 25 anos de idade cresceu em todas as regiões brasileiras entre 2004 e 2015. A região Nordeste teve a pior média nos dois períodos e também foi a região com maior desigualdade de renda. Por outro lado, as regiões Sudeste e Sul tiveram as maiores médias, mas os menores incrementos no período. Em geral, as médias são baixas, pois o Ensino Básico e Fundamental é de 9 de anos no Brasil.

Tabela 10 - Média de anos de estudo da população maior de 25 anos de idade por região brasileira, 2004/2015

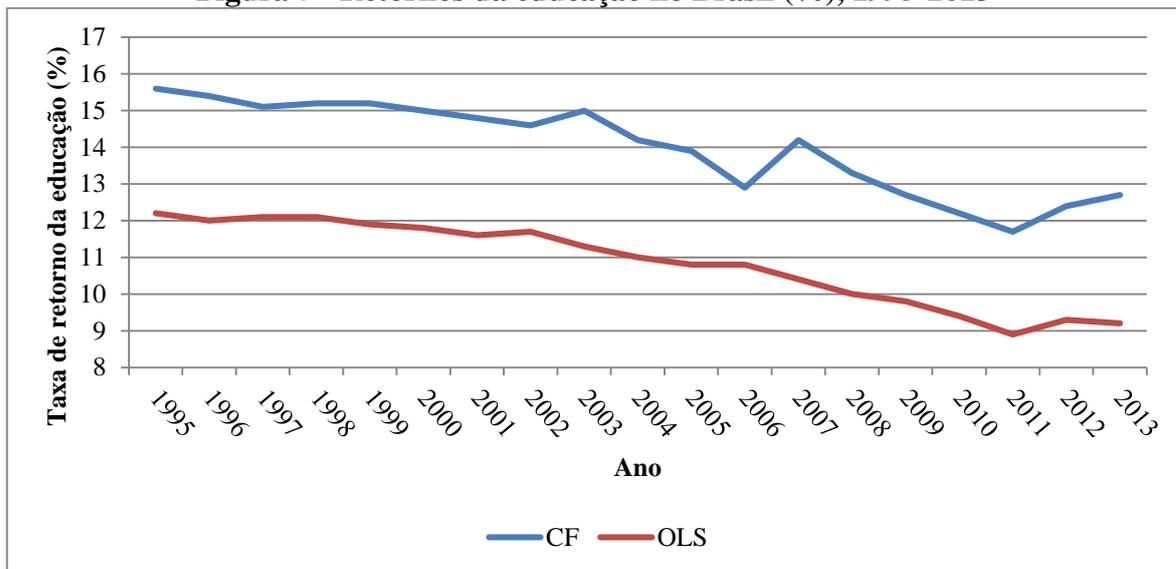
Região brasileira	2004	2015
Centro-oeste	6,6	8,4
Nordeste	4,9	6,6
Norte	5,8	7,4
Sudeste	7,1	8,6
Sul	6,8	8,2

Fonte: Adaptado pelo autor com base nos dados de Pinto (2017, p. 23)

Para Menezes Filho e Oliveira (2014), a desigualdade de escolaridade é explicada pela baixa mobilidade de indivíduos com Ensino Médio para o Ensino Superior Completo, pois o Brasil é um dos piores países no mundo em termos de taxa de conclusão de Ensino Médio, sendo que essa taxa é ainda menor entre os indivíduos de menor renda. Considerando esse aumento médio dos anos de estudo da população no Brasil, é interessante avaliar o retorno da educação.

A Figura 7 mostra que o retorno da educação no Brasil pela Função de Controle foi cerca de 15% entre 1995 e 2003, e de 2004 até 2013 oscilou entre 11,7% e 14,2%. Pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários o retorno da educação oscilou na casa dos 12% entre 1995 e 1998; 11% entre 1999 e 2004; 10% entre 2005 e 2008; e 9% entre 2009 e 2013. Portanto, em geral, o retorno da educação caiu entre 1995 e 2013.

Figura 7 - Retornos da educação no Brasil (%), 1995-2013



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados de Zylberstajn (2015, p. 47)

Nota: **CF**: Função de Controle; **OLS**: Método de Mínimos Quadrados Ordinários. Informa-se que a estimação foi feita das duas maneiras em razão de OLS subestimar o retorno da educação. A metodologia foi detalhada por Zylberstajn (2015) e se baseou no trabalho de Klein e Vella (2010).

De acordo com Barros *et al.* (2010) os incrementos nos anos de estudo depende de como o mercado de trabalho valoriza a educação. Os dados da Figura 7 mostraram que para o mercado de trabalho brasileiro como um todo, o retorno da educação caiu e, portanto, a educação tornou-se menos valorizada no período. Considerando que a média dos anos de estudo no Brasil é baixa e que o Ensino Superior não atinge 1/5 da população maior de 25 anos, tal fato pode estar relacionado à baixa qualidade da educação no Brasil, uma vez que trabalhadores que aprendem pouco também produzem pouco.

Segundo a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE, 2016), em 2015, o desempenho dos alunos de 15 anos no Brasil estava abaixo da média em relação aos países da OCDE nas três áreas avaliadas pela pesquisa: Ciências, Leitura e Matemática. Apesar de ter havido melhoras nas pontuações em relação a exames anteriores, apenas incrementos nas notas de Matemática foram estatisticamente significativas, mas continuaram baixas. Dentre os 72 países analisados, o Brasil ficou entre os piores nas três áreas do conhecimento. Levando-se em conta que a maioria dos brasileiros não atinge o Ensino Superior e, aqueles que têm idade para cursar o Ensino Médio aprendem muito pouco, pois segundo os níveis de classificação de proficiência da OCDE os jovens brasileiros não conseguem compreender textos um pouco mais complexos, realizar operações matemáticas simples e nem aplicar conceitos elementares de ciências no seu cotidiano; pode-se inferir que a produtividade desses trabalhadores em geral é baixa e, o mercado de trabalho irá valorizar

mais, somente aqueles relativamente mais qualificados, uma minoria, mantendo-se elevada a concentração da renda, principalmente entre os mais ricos.

Por outro lado, Pecora e Menezes-Filho (2014), analisando seis grupos de idade (25 a 30 anos, 31 a 35 anos, 36 a 40 anos, 41 a 45 anos, 46 a 50 anos e 51 a 55 anos), entre 1992 e 2009, observaram um padrão de elevação do prêmio seguida de queda, exceto nos dois maiores grupos de idade. Nestes grupos, o prêmio por qualificação, apesar de apresentar um padrão mais oscilante, aumentou durante o período, mostrando que trabalhadores qualificados e de mais idade foram mais valorizados no mercado de trabalho brasileiro. Considerando a baixa escolaridade média no Brasil, é possível que as empresas invistam no treinamento dos funcionários para melhor desempenhar as funções dentro das firmas, recompensando-os com maior remuneração.

Esta subseção analisou o grau de progressividade das parcelas da renda do trabalho e da renda não trabalho identificando as parcelas progressivas e regressivas a partir das razões de concentração e dos índices de desigualdade estimados e, ainda, relacionou-se com a participação percentual das parcelas na formação da RDPC e a relevância de expandir a educação de qualidade para reduzir a desigualdade. A próxima subseção apresentará como é possível obter a participação das parcelas da renda do trabalho e das parcelas da renda não trabalho na formação do índice de Gini e os resultados para as 11 parcelas. Além disso, decompõe-se o índice de Gini pelo efeito-composição e efeito-concentração para três períodos distintos e para as parcelas da RDPC.

4.4 Participação das parcelas da RDPC no índice de Gini e a decomposição do índice pelo efeito-composição e efeito-concentração

Essa subseção se propõe a examinar o quarto objetivo específico referente aos elementos do título dessa subseção. Conhecendo o índice de Gini, a participação da parcela analisada na formação da RDPC, em decimal, e a respectiva razão de concentração, pode-se encontrar a participação de uma parcela na formação do índice. Por exemplo, em 2001, a participação da parcela EMP na RDPC foi 0,3974. Multiplicando esse valor pela respectiva razão de concentração, 0,4986, e depois, dividindo pelo índice de Gini (0,5935) e deixando em percentual encontra-se 33,39%, que é a participação percentual de EMP na formação desse índice em 2001. O leitor interessado pode verificar que pelo índice de Mehran (35,36%) e pelo índice de Piesch (32,03%) os valores apenas são mais sensíveis à esquerda e à direita da distribuição, respectivamente, como é de se esperar.

A Tabela 11 mostra a participação percentual das parcelas da renda do trabalho na formação do índice de Gini. Acima de 3/4 da formação do índice de Gini adveio da renda do trabalho no período analisado. A parcela EMP não só cresceu como é a que tem maior participação na formação do índice de Gini; a participação de AUT na formação do índice de Gini caiu, mas, ambas são pouco progressivas. A parcela PUB aumentou e a parcela PAT diminuiu sua participação na formação do índice de Gini; ambas são parcelas regressivas. Em média, entre 2001 e 2015, a participação dessas parcelas na formação do índice de Gini foi: EMP (33,59%), PUB (14,30%), AUT (13,49%) e PAT (16,09%). Portanto, essas 4 parcelas podem ter grande influência na desigualdade de renda, se a progressividade delas se tornar mais positiva ao longo do tempo.

Tabela 11 - Participação percentual das parcelas da renda do trabalho na formação do índice de Gini, 2001-2015

Ano	Renda do Trabalho				
	EMP	PUB	AUT	PAT	Total
2001	33,39	12,40	14,50	17,00	77,28
2002	33,53	12,55	13,44	17,35	76,88
2003	32,64	12,65	13,73	17,26	76,27
2004	32,82	13,08	13,34	16,84	76,08
2005	33,29	12,82	12,50	17,04	75,66
2006	31,78	14,24	12,14	18,27	76,44
2007	33,00	14,69	14,43	15,55	77,67
2008	33,37	14,88	11,85	16,87	76,97
2009	32,97	15,62	11,74	16,53	76,86
2011	35,69	15,45	14,58	13,40	79,12
2012	34,54	14,71	14,64	15,11	79,00
2013	34,93	15,10	13,91	15,59	79,53
2014	34,29	15,39	14,45	14,97	79,09
2015	34,05	16,56	13,68	13,48	77,77

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

A Tabela 12 mostra a participação percentual das parcelas da renda não trabalho na formação do índice de Gini. Em média, cerca de 1/5 da formação do índice de Gini adveio da renda não trabalho no período analisado. As parcelas AP1 e TPO aumentaram sua participação na formação do índice de Gini e ambas são parcelas progressivas, principalmente, TPO tem grande influência na diminuição da desigualdade de renda. As demais parcelas, majoritariamente progressivas, AP3 e DOA, diminuíram sua participação na formação do índice de Gini no período analisado. Das parcelas regressivas (AP2, ALU e JUR), as duas últimas diminuíram sua participação na formação do índice de Gini, entretanto,

sua participação relativa é pequena quando comparada com AP2 que aumentou sua participação na formação do índice, contribuindo para aumentar significativamente a desigualdade de renda nesse estrato. Em média, entre 2001 e 2015, a participação das parcelas da renda não trabalho na formação do índice de Gini foi: AP1 (1,47%), AP2 (17,08%), AP3 (1,32%), DOA (0,37%), ALU (2,17%), JUR (0,91%), TPO (-0,79%). Assim, das 7 parcelas da renda não trabalho, a parcela TPO foi a que mais contribuiu para a queda da desigualdade de renda no Brasil. Ainda que AP1 seja progressiva, ela tem pouco impacto relativo sobre a desigualdade, além disso é preocupante a queda do grau de progressividade dessa parcela que compõe a faixa de renda de até 1 SM. Por outro lado, ainda é mais preocupante, do ponto de vista do aumento da desigualdade de renda, o aumento da participação percentual de AP2 na formação do índice de Gini, parcela que tem a maior participação na formação do índice, dentre as parcelas da renda não trabalho. Tanto os resultados da Tabela 11 como da Tabela 12 foram coerentes com os estudos de Almeida-Gabriel (2014) e Hoffmann (2013, 2014, 2016 e 2017).

Tabela 12 - Participação percentual das parcelas da renda não trabalho na formação do índice de Gini, 2001-2015

Ano	Renda Não Trabalho							Total
	AP1	AP2	AP3	DOA	ALU	JUR	TPO	
2001	0,61	16,71	1,54	0,45	2,59	0,99	-0,16	22,72
2002	0,60	16,79	1,44	0,56	2,61	1,36	-0,23	23,12
2003	1,01	17,90	1,33	0,49	2,40	0,88	-0,27	23,73
2004	0,98	18,02	1,47	0,59	2,41	1,00	-0,56	23,92
2005	1,24	17,54	1,76	0,52	2,54	1,27	-0,52	24,34
2006	1,50	17,02	1,58	0,56	2,44	1,20	-0,74	23,56
2007	1,46	16,84	1,45	0,41	2,13	0,72	-0,68	22,33
2008	1,53	17,42	1,18	0,40	2,47	0,85	-0,81	23,03
2009	1,82	17,85	1,21	0,32	2,24	0,56	-0,89	23,14
2011	1,64	16,66	1,12	0,18	1,59	0,77	-1,08	20,88
2012	1,90	15,88	1,01	0,17	1,92	1,33	-1,21	21,00
2013	2,03	16,24	1,02	0,16	1,73	0,53	-1,23	20,47
2014	1,90	16,38	1,23	0,19	1,78	0,77	-1,36	20,91
2015	2,30	17,86	1,10	0,18	1,57	0,45	-1,25	22,23

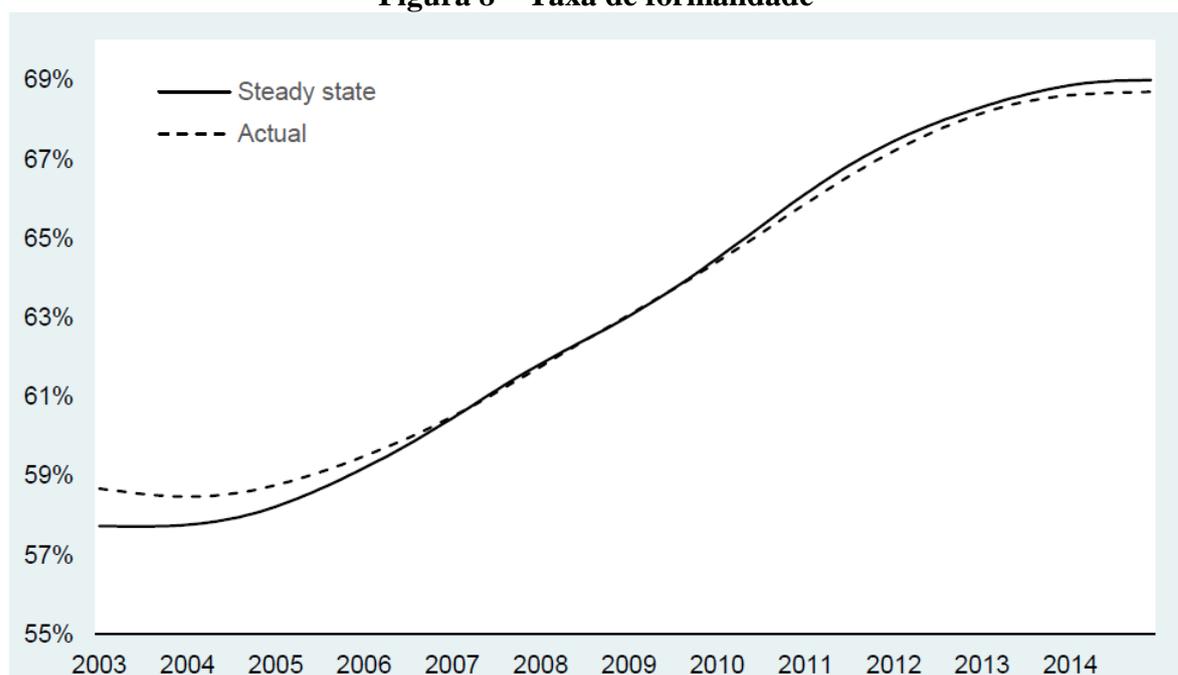
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

Diante do exposto, as parcelas da renda do trabalho, apesar de ter grande participação relativa na formação da RDPC, a progressividade das parcelas progressivas é relativamente baixa. Consequentemente, a sua participação na formação do índice de Gini também é relativamente alta; porém, considerando a baixa qualificação do fator trabalho e os

diferenciais de rendimentos por nível educacional, como se buscou mostrar anteriormente, e a elevada discriminação e segmentação no mercado de trabalho brasileiro descrita por Barros *et al.* (2010), Almeida-Gabriel (2014), Zylberstajn (2015), Jesus (2016), Staduto, Nascimento e Souza (2017), Ribeiro e Machado (2018); as parcelas da renda do trabalho, apesar de terem pouca influência para a queda da desigualdade, têm potencialmente grande influência na desigualdade de renda, caso aumente a escolaridade e o retorno da educação dos trabalhadores, e diminuam as falhas no mercado de trabalho ao longo do tempo. Em geral, as parcelas da renda não trabalho tiveram pequena participação relativa na formação da RDPC e do índice de Gini, e apenas as transferências de renda de programas oficiais foram muito progressivas e, portanto, tiveram importante contribuição no índice de Gini. Entretanto, AP2 é uma parcela regressiva e também teve importante contribuição relativa na formação do índice de Gini.

Um dos fatores que explicam a importância da renda do trabalho para a formação do índice de Gini no Brasil é o aumento da taxa de formalidade. Segundo Pereira, Veloso e Bingwen (2013), a queda na informalidade reduz a desigualdade de renda do trabalho à medida que diminui a discrepância entre o salário dos trabalhadores formais e os trabalhadores informais, além disso, afirma-se que a informalidade cai em períodos de maior estabilidade macroeconômica e aumento da escolaridade média da população. A Figura 8 mostra a taxa de formalidade para as RMs brasileiras entre 2003 e 2014.

Figura 8 – Taxa de formalidade



Fonte: Zylberstajn (2015, p. 32)

A Figura 8 mostra que a taxa formalização no mercado de trabalho brasileiro passou de 57% em 2003 para 70% no emprego total em 2015. Portanto, esse é um aumento significativo que associado ao aumento da escolaridade média da população pode ter contribuído para a queda da desigualdade de renda no período. No entanto, a Figura 8 indica que a taxa de formalidade cresceu a taxas decrescentes, estabilizando-se entre 2013 e 2014. Se se considera que quase 1/3 dos empregados estavam trabalhando na informalidade em 2014, isso significa que a diminuição da desigualdade pela redução do número de trabalhadores informais, que geralmente tem baixa remuneração, pode ser significativa. Sobre a economia informal, uma boa revisão foi apresentada por Perry *et al.* (2007) e, Krein e Proni (2010). Por exemplo, os autores afirmam que não tem sentido reduzir o número de trabalhadores na informalidade rebaixando o patamar de proteção.

Além da redução da segmentação espacial, expansão educacional e redução da informalidade sem penalizar os trabalhadores, conforme se discutiu acima, é relevante apresentar alguns aspectos da mobilidade intergeracional que estão relacionados à desigualdade de renda no Brasil.

Pinto (2017) concluiu que, de 2003 a 2014, a desigualdade educacional caiu após dividir em quintil de renda a população, bem como a média de anos de estudo, pois, a média de anos de estudo entre os mais pobres cresceu mais do que a média de anos de estudo dos mais ricos que, por sua vez, têm médias históricas maiores.

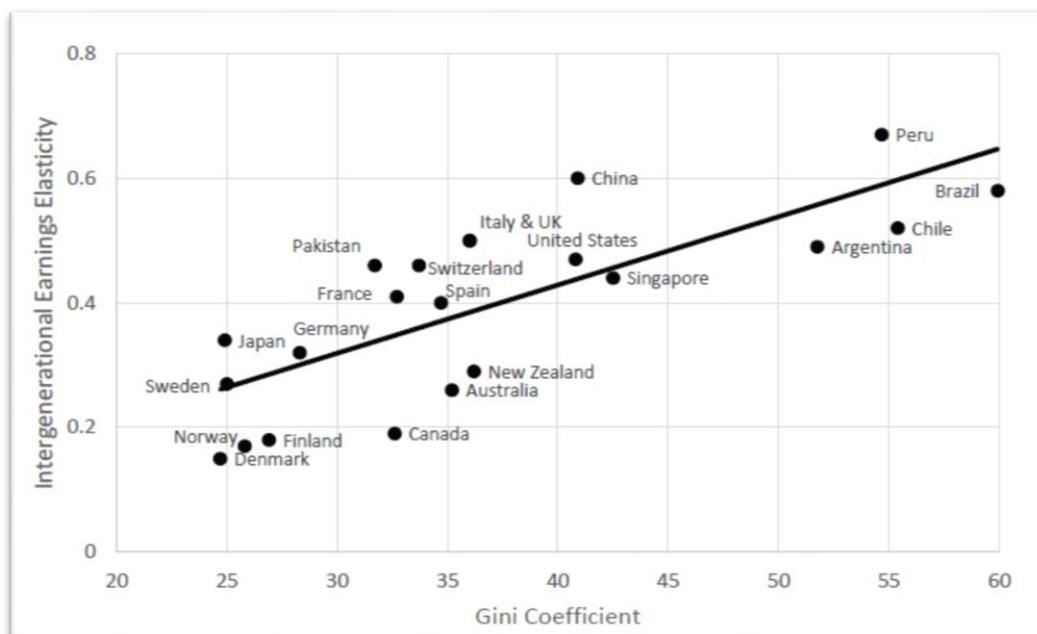
Entretanto, em 2015, o desempenho em ciências de um aluno de nível socioeconômico mais elevado era, em média, 38 pontos maior ao de um aluno de nível socioeconômico menor, entre os países da OCDE. No Brasil essa diferença era de 27 pontos ou quase um ano letivo. Portanto, a qualidade da educação no Brasil é inferior até mesmo entre as pessoas relativamente ricas. Por exemplo, no Brasil, menos de 1% dos jovens do sexo masculino e 0,5% do sexo feminino dos que estavam entre os alunos com rendimento mais elevado atingiram o nível de proficiência 5 ou superior (melhores níveis) no exame internacional na área de ciências em 2015. Nos países da OCDE, essa proporção era de 8,9% e 6,5%, respectivamente. Ademais, segundo a escala internacional de níveis socioeconômicos do exame, no Brasil, 43% dos alunos estavam entre os 20% mais desfavorecidos, enquanto que a média da OCDE era de 12%. No Brasil, uma pequena parcela de pais de alunos atingiu o Ensino Superior, uma vez que menos de 15% dos adultos de 35 a 44 anos de idade (idade aproximada dos pais de alunos que participaram do exame em 2015) tinham diploma universitário, uma taxa inferior à média de 37% dos países da OCDE. Dos 72 países que

participaram da avaliação em 2015, o Brasil estava entre os dois países com a menor proporção de adultos com Ensino Superior, atrás somente da Indonésia (OCDE, 2016).

Ainda segundo o referido estudo, no Brasil, 36% dos alunos de 15 anos afirmaram ter repetido uma série escolar ao menos uma vez, apenas a Colômbia tinha uma taxa de repetência escolar (43%) superior à do Brasil entre os países latino-americanos que participaram do exame em 2015. Afirma-se que esse alto índice de repetência escolar estava ligado ao elevado abandono da escola e era mais comum entre países com um baixo desempenho no exame, que tinham níveis mais elevados de desigualdade social na escola.

A Figura 9 mostra que o Brasil tinha a mais elevada desigualdade de renda e uma baixa mobilidade intergeracional em relação aos países analisados. Isso significa, sobretudo, que as gerações de famílias pobres tinham mais dificuldades de sair da pobreza, principalmente pelas poucas oportunidades de acesso à educação de qualidade e ao mercado de trabalho brasileiro. Esta situação era semelhante em outros países latino americanos: Argentina, Chile e Peru. Grandes economias como a China e Estados Unidos, estavam numa situação intermediária. Por outro lado, Alemanha, Dinamarca, Finlândia, Japão, Noruega, Suíça tinham baixa desigualdade de renda e alta mobilidade intergeracional dentre os países selecionados.

Figura 9 – The Great Gatsby Curve



Fonte: Becker *et al.* (2018, p.16)

Nota: Os referidos autores se basearam no trabalho de Corak (2013), o qual utilizou dados da renda domiciliar para o cálculo do índice de Gini em 1985 para 22 países a partir da OCDE. As elasticidades foram medidas a partir dos ganhos de uma geração de indivíduos entre 1965 e 1995.

Até o momento, fez-se um esforço em compreender a dinâmica da desigualdade de renda no Brasil analisando a participação das parcelas da renda do trabalho e da renda não trabalho na formação da RDPC, do índice de Gini e os seus graus de progressividade.

A seguir apresenta-se a decomposição da variação do índice de Gini pelo efeito-composição (mudanças na participação das parcelas na RDPC) e pelo efeito-concentração (mudanças na razão de concentração das parcelas da RDPC), sempre comparando-se dois períodos distintos. Considerando um aumento (queda) no índice de Gini, em termos absolutos, se o efeito-composição ou efeito-concentração for positivo (negativo), a mudança no índice contribui para diminuir (aumentar) a desigualdade de renda. Essa técnica justifica-se por permitir identificar se foram as mudanças na composição da renda ou no grau de progressividade, que tiveram maiores impactos sobre a desigualdade.

Analisou-se o período 2001/2015 e sua divisão em dois períodos: 2001/2009 e 2009/2015. Essa divisão justifica-se para se analisar o período 2001/2015 de forma mais pormenorizada e identificar qual dos dois períodos teve a maior variação, e por meio de qual dos efeitos. Suponha que o governo tenha interesse em verificar se é o aumento do valor das transferências de renda, ou é o foco nos mais pobres da distribuição que terão maior impacto sobre o grau de desigualdade em determinado período. Certamente, políticas públicas podem ser melhor formuladas conhecendo o impacto do efeito-composição e do efeito-concentração sobre o índice de Gini em períodos em que observou-se maior variação no índice. Os três referidos períodos foram analisados a seguir.

O índice de Gini pode ter tanto variações positivas como negativas. Entretanto, comparando os anos 2001/2015, e sua subdivisão em 2001/2009 e 2009/2015, houve queda na desigualdade de renda de 13,60%, 9,22% e 4,83%, respectivamente. É importante notar que a diferença da variação foi de cerca de 4,4 p.p. nos dois primeiros períodos, uma vez que a escolha dos períodos é arbitrária. Assim, se o efeito-composição ou efeito-concentração for positivo, a mudança no índice contribui para a diminuição da desigualdade de renda. Por outro lado, se o efeito-composição ou efeito-concentração for negativo, a mudança no índice contribui para o aumento da desigualdade de renda. Em geral, os resultados a seguir foram coerentes com os valores encontrados por Almeida-Gabriel (2014) e Hoffmann (2017), porém, esses autores analisaram períodos distintos dos apresentados nesse estudo.

A Tabela 13 mostra a decomposição do índice de Gini para o período 2001/2015. Analogamente, o **ANEXO G** e **H** mostram os efeitos, para os três referidos períodos, pelo índice de Mehran e pelo índice de Piesch, respectivamente.

Tabela 13 - Decomposição da variação do índice de Gini (ΔG) pelo efeito-composição e efeito-concentração, 2001/2015

Parcelas RDPC		Período 2001/2015 ($\Delta G = -0,0807$)		
		Efeito Composição (%)	Efeito Concentração (%)	Efeito Total (%)
Renda do Trabalho	EMP	35,53	1,24	36,77
	PUB	-0,30	-3,47	-3,77
	AUT	10,08	-1,08	9,00
	PAT	3,08	12,55	15,63
	Sub-total	48,40	9,24	57,64
Renda Não Trabalho	AP1	-5,13	17,04	11,91
	AP2	4,33	1,33	5,66
	AP3	2,46	-0,02	2,43
	DOA	1,00	-0,86	0,14
	ALU	0,88	2,36	3,23
	JUR	2,83	0,23	3,06
	TPO	0,09	15,84	15,92
Sub-total	6,45	35,91	42,36	
Total		54,85	45,15	100,00

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

Conforme a Tabela 13, no período 2001/2015, o índice de Gini teve maior queda dentre os três períodos analisados. As parcelas da renda do trabalho foram responsáveis por 57,64% da queda da desigualdade de renda, sendo que o efeito-composição foi de 48,40% e o efeito-concentração foi de 9,24%.

Observa-se que as parcelas EMP e AUT, por terem maior participação relativa na formação da RDPC, contribuíram significativamente para a queda da desigualdade. Como PAT reduziu sua participação da formação da RDPC, seu efeito-concentração foi maior, mesmo sendo uma parcela regressiva. Por outro lado, PUB contribui para aumentar a desigualdade de renda tanto pelo efeito-composição como pelo efeito-concentração, pois o sinal negativo impediu que o índice de Gini diminuísse 3,77% no total das parcelas.

As parcelas da renda não trabalho foram responsáveis por 42,36% da queda da desigualdade de renda no período 2001/2015, sendo que o efeito-composição foi de 6,45% e o efeito-concentração foi de 35,91%.

Vale destacar as parcelas AP1, AP2 e TPO por sua maior importância relativa para os efeitos analisados. Como AP1 teve queda na participação na formação da RDPC e é uma parcela progressiva, seu efeito-composição foi negativo e o seu efeito-concentração foi o maior dentre todas as parcelas analisadas. A parcela AP2 teve uma participação estável e

relativamente alta na formação da RDPC, mas é uma parcela regressiva. Assim, seu efeito-composição foi maior que o efeito-concentração.

A parcela TPO aumentou sua participação na formação da RDPC, mas sua participação é relativamente pequena na RDPC total. Ademais, é uma parcela muito progressiva, próxima a 1. Assim, seu efeito-composição foi baixo e seu efeito-concentração foi alto. Com uma participação média de 1,05% na RDPC, a parcela TPO foi responsável por 15,92% da queda da desigualdade de renda no período analisado: somente EMP a superou. No período 2001/2015, o efeito-composição total foi de 54,85% e o efeito-concentração total foi de 45,15%.

De acordo com a Tabela 14, no período 2001/2009 as parcelas da renda do trabalho foram responsáveis por 63,71% da queda da desigualdade de renda medida pelo índice de Gini, sendo que o efeito-composição foi de 64,20% e o efeito-concentração -0,49%.

As parcelas EMP e AUT foram as maiores responsáveis pela mudança no índice devido à sua alta participação na formação da RDPC, contribuindo para a maior participação no efeito-composição. A parcela PAT diminuiu sua participação na formação da RDPC e ainda se tornou mais regressiva, porém, contribuiu para queda da desigualdade de renda no período. Essa parcela é bastante heterogênea, existem tanto grandes empregadores como pequenos empregadores e, em geral, houve redução da desigualdade de renda.

A parcela PUB teve efeito-concentração mais negativo que o efeito-composição. Isso significa que essa parcela contribuiu para aumentar a desigualdade de renda, pois, os funcionários públicos e militares se apropriaram de uma parcela da renda relativamente maior que os demais trabalhadores.

Porém, vale lembrar que nem todo funcionário público contribuiu para aumentar a desigualdade de renda, se o seu salário for relativamente baixo. Tal fato pode estar relacionado a uma pequena parte dos funcionários públicos e militares que se apropriam de grande parte da parcela PUB.

Tabela 14 - Decomposição da variação do índice de Gini (ΔG) pelo efeito-composição e efeito-concentração, 2001/2009

Parcelas RDPC		Período 2001/2009 ($\Delta G = -0,0548$)		
		Efeito Composição (%)	Efeito Concentração (%)	Efeito Total (%)
Renda do Trabalho	EMP	47,12	2,07	49,19
	PUB	-1,31	-4,27	-5,59
	AUT	13,53	-3,83	9,70
	PAT	4,86	5,54	10,40
	Sub-total	64,20	-0,49	63,71
Renda Não Trabalho	AP1	-6,83	15,84	9,01
	AP2	1,58	0,98	2,56
	AP3	3,25	-0,03	3,23
	DOA	0,02	-0,77	-0,75
	ALU	0,76	1,47	2,23
	JUR	2,06	0,76	2,81
	TPO	-0,16	17,35	17,20
	Sub-total	0,68	35,61	36,29
Total		64,88	35,12	100,00

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

As parcelas da renda não trabalho foram responsáveis por 36,29% da queda da desigualdade no período 2001/2009, sendo que o efeito-composição foi de 0,68% e o efeito-concentração foi de 35,61%. Vale destacar as parcelas AP1 e TPO: A parcela AP1 aumentou sua participação na formação da RDPC e seu grau de progressividade caiu no período. Isso mostra que essa parcela, mesmo sendo pouco progressiva é capaz de reduzir a desigualdade de renda sem aumentar os gastos públicos com as aposentadorias e pensões de até 1 SM. Isso significa, principalmente, dar condições básicas as pessoas que dedicaram grande parte da vida ao trabalho. Isso não significa não se atentar para o aumento da população idosa e das aposentadorias muito superiores a 1 SM pagas pelo governo.

A parcela TPO, por representar pequena parcela da RDPC pode explicar o sinal negativo, porém pouco expressivo do efeito-composição. Contudo, como é uma parcela muito progressiva, diminuiu a desigualdade de renda em 17,20%. No período 2001/2009, o efeito-composição total foi de 64,88% e o efeito-concentração total foi de 35,12%.

A Tabela 15 mostra que, no período 2009/2015, a queda no índice de Gini foi a menor dos três períodos analisados, em termos absolutos. As parcelas da renda do trabalho foram responsáveis por 44,74% da queda da desigualdade de renda, sendo que o efeito-composição foi de 14,93% e o efeito-concentração foi de 29,81%. Em geral, no período analisado, nem a

participação na formação da RDPC, nem o grau de progressividade das parcelas EMP, PUB, AUT e PAT variou significativamente. Contudo, curiosamente, PAT foi responsável pela maior parte da queda da desigualdade de renda, seguido de EMP.

Uma possível explicação para isso é que, dada a heterogeneidade de empregadores, possa ter ocorrido uma redistribuição de renda dentro dessa parcela que tenha favorecido os padrões relativamente mais pobres. Mantendo-se as demais parcelas relativamente constantes, PAT respondeu pela maior parte da diminuição da desigualdade de renda. A queda significativa do efeito total da parcela EMP sobre a desigualdade de renda pode ser interpretada da seguinte maneira: caiu a renda dos empregados relativamente pobres, em proporção semelhante ao aumento da proporção da renda dos empregados relativamente ricos, de modo que a contribuição dessa parcela para a queda da desigualdade de renda reduziu-se. A parcela PUB não teve influência significativa na desigualdade, pois o efeito-composição e o efeito-concentração se compensaram.

Em princípio, essas explicações parecem razoáveis comparando-se os resultados do índice de Gini com o índice de Mehran (mais sensível às mudanças na renda dos relativamente pobres da distribuição) e o índice de Piesch (mais sensível às mudanças na renda dos relativamente ricos da distribuição).

Tabela 15 - Decomposição da variação do índice de Gini (ΔG) pelo efeito-composição e efeito-concentração, 2009/2015

Parcelas RDPC		Período 2009/2015 ($\Delta G = -0,0260$)		
		Efeito Composição (%)	Efeito Concentração (%)	Efeito Total (%)
Renda do Trabalho	EMP	11,32	-0,10	11,22
	PUB	1,98	-1,43	0,55
	AUT	1,22	3,15	4,37
	PAT	0,40	28,20	28,60
	Sub-total	14,93	29,81	44,74
Renda Não Trabalho	AP1	0,24	17,44	17,68
	AP2	10,05	2,28	12,33
	AP3	1,03	-0,21	0,82
	DOA	2,37	-0,42	1,95
	ALU	1,19	4,51	5,70
	JUR	3,46	-0,05	3,41
	TPO	1,05	12,32	13,37
	Sub-total	19,40	35,86	55,26
Total		34,32	65,68	100,00

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

As parcelas da renda não trabalho foram responsáveis por 55,26% da queda da desigualdade de renda no período 2009/2015, sendo que o efeito-composição foi de 19,40% e o efeito-concentração foi de 35,86%.

Vale destacar as parcelas AP1, AP2 e TPO. No período, a participação da parcela AP1 na formação da RDPC aumentou relativamente pouco e tornou-se menos progressiva. Porém, essa parcela foi a maior responsável pela queda da desigualdade dentre as parcelas da renda não trabalho por meio do efeito-concentração, à frente de TPO. Novamente, pode ter ocorrido uma redistribuição de renda dentre os aposentados e pensionistas com ganhos de até 1 SM. A parcela AP2 teve um pouco de queda na formação da RDPC e a progressividade se manteve. Assim, o efeito-composição prevaleceu para a diminuição da desigualdade de renda.

A parcela TPO aumentou sua participação na formação da RDPC e sua progressividade caiu pouco em relação a AP1. Como TPO é muito progressiva, o efeito-concentração contribui significativamente para a queda da desigualdade de renda. No período 2009/2015, o efeito-composição total foi de 34,32% e o efeito-concentração total foi de 65,68%.

Ressalta-se novamente que os resultados das Tabelas 13, 14 e 15 foram coerentes com os resultados de Almeida-Gabriel (2014) e Hoffmann (2017), entretanto, os períodos analisados pelos referidos autores foi distinto dos apresentados nesse trabalho.

Em resumo, as Tabelas 13, 14 e 15 mostraram que, no período 2001/2015 as parcelas da renda do trabalho foram responsáveis pela maior parte da variação do índice de Gini, 57,64% e, se deu principalmente pelo efeito-composição. No período 2001/2009 o percentual da renda do trabalho foi de 63,71%, e também se deu principalmente pelo efeito-composição. Por outro lado, as parcelas da renda não trabalho contribuíram principalmente pelo efeito-concentração para a diminuição da desigualdade de renda. No período 2009/2015, as parcelas da renda do trabalho foram responsáveis por apenas 44,74% das mudanças do índice de Gini. A variação no índice ocorreu em maior parte pelo efeito-concentração tanto para as parcelas da renda do trabalho como para as parcelas da renda não trabalho. É interessante frisar novamente que o período 2001/2015, incorpora as variações do índice de Gini referentes aos demais períodos analisados. Portanto, as evidências apontam que, uma política pública que intencione reduzir a desigualdade de renda deve priorizar mudanças no mercado de trabalho conforme discutiu-se na literatura.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desse trabalho foi analisar o comportamento das parcelas da Renda Domiciliar *per capita* (RDPC), com foco nas parcelas da renda do trabalho no Brasil. Especificamente: calculou-se e analisou-se índices de desigualdade da RDPC; a participação das parcelas provenientes do trabalho na formação da RDPC; o grau de progressividade das parcelas do trabalho e, finalmente, decompôs-se a variação no índice de Gini pelo efeito-composição e efeito-concentração.

Em primeiro lugar, a análise do comportamento dos índices de desigualdade da distribuição da RDPC para o Brasil mostrou que a desigualdade caiu continuamente entre 2001 e 2015. A queda anual, em média, dos índices, no período foi de: Gini (1,12%), Mehran (0,93%) e Piesch (1,25%). De acordo com o índice de Gini, a desigualdade de RDPC acumulou, em 2015, uma queda de 13,60% em relação ao ano de 2001. Entretanto, as oscilações de um ano para o outro foram relativamente grandes e, considerando que no Brasil a desigualdade de renda é extremamente alta, essa queda é importante, porém, precisa ser ainda maior ao longo do tempo.

Em segundo lugar, examinou-se a participação das parcelas da renda do trabalho e da renda não trabalho na formação da RDPC. As parcelas da renda do trabalho foram responsáveis por cerca de 3/4 da RDPC total no período analisado. Em média, entre 2001 e 2015, a participação percentual das parcelas da renda do trabalho na RDPC foi: EMP (40,76%), PUB (10,58%), AUT (14,91%) e PAT (10,42%). A participação percentual das parcelas da renda não trabalho responderam, em média, por menos de 1/4 da formação da RDPC, 23,33%. Em média, entre 2001 e 2015, a participação das parcelas da renda não trabalho na RDPC foi: AP1 (5,63%), AP2 (12,55%), AP3 (1,35%), DOA (0,52%), ALU (1,52%), JUR (0,69%) e TPO (1,05%).

Isso pode indicar que, grande parte da desigualdade de renda é revelada e/ou gerada no mercado de trabalho, conforme se apresentou na revisão de literatura e nos dados apresentados. Como a renda de aposentadorias, na maioria das vezes, é advinda de contribuições passadas, o funcionamento do mercado de trabalho pode determinar essas parcelas da renda.

Em terceiro lugar, verificou-se a contribuição de cada parcela da RDPC para o aumento ou diminuição da desigualdade de renda por meio do grau de progressividade das parcelas da renda do trabalho e da renda não trabalho. Quanto ao grau de progressividade das

parcelas da renda do trabalho pelo índice de Gini, observou-se que as parcelas EMP e AUT são pouco progressivas. Assim, essas parcelas contribuíram para a queda da desigualdade, só que relativamente pouco. As parcelas PUB e PAT foram regressivas, contribuindo para aumentar a desigualdade de renda. Esses resultados podem estar relacionados à alta heterogeneidade de qualificação entre e dentre os empregados no setor privado, autônomos, funcionários públicos e militares e, empregadores. O grau de progressividade das parcelas da renda não trabalho mostrou que as parcelas AP1, DOA e TPO foram progressivas. A parcela AP3 também foi majoritariamente progressiva no período analisado, todavia, assim como ocorreu com AUT, sua variação foi muito próxima de zero e, por isso, tem pouca influência sobre a desigualdade de renda. As parcelas AP2, ALU e JUR foram majoritariamente regressivas e, portanto, contribuíram para aumentar a desigualdade de renda.

Em outras palavras, apenas EMP e AUT, dentre as parcelas da renda do trabalho, contribuíram relativamente pouco para diminuir a desigualdade de renda. Assim, pode-se inferir que o mercado de trabalho no Brasil, de fato, é um grande revelador e gerador de desigualdade de renda. Algumas parcelas da renda não trabalho (AP1, TPO e DOA) são relativamente mais progressivas dentre as 11 parcelas; porém, vale lembrar que o grau de progressividade dessas duas primeiras parcelas caiu. Portanto, apenas a parcela TPO pareceu, de fato, contribuir significativamente para a redução da extrema desigualdade de renda no Brasil, ainda que sua participação média na RDPC foi de 1,05% entre 2001 e 2015.

Em quarto lugar, analisou-se a participação das parcelas da renda do trabalho e das parcelas da renda não trabalho na formação do índice de Gini. Acima de 3/4 da formação do índice de Gini adveio da renda do trabalho no período analisado. Em média, entre 2001 e 2015, a participação dessas parcelas na formação do índice de Gini foi: EMP (33,59%), PUB (14,30%), AUT (13,49%) e PAT (16,09%). Portanto, essas 4 parcelas podem ter grande influência na desigualdade de renda, se elas se tornarem progressivas ao longo do tempo. Em média, cerca de 1/4 da formação do índice de Gini deu-se pela renda não trabalho entre 2001 e 2015; a participação média das parcelas da renda não trabalho na formação do índice de Gini foi: AP1 (1,47%), AP2 (17,08%), AP3 (1,32%), DOA (0,37%), ALU (2,17%), JUR (0,91%), TPO (-0,79%).

Em síntese, as parcelas da renda do trabalho, apesar de ter grande participação relativa na formação da RDPC, ou são pouco progressivas ou são regressivas. Sendo assim, a sua participação na formação do índice de Gini também é relativamente alta. Contudo, considerando que a baixa qualificação do fator trabalho leva a altos diferenciais de rendimentos por nível educacional e, ainda, a elevada discriminação e segmentação no

mercado de trabalho brasileiro, as parcelas da renda trabalho, apesar de terem pouca influência para a queda da desigualdade, têm, potencialmente, grande influência na desigualdade de renda, se aumentar a escolaridade e o retorno da educação dos trabalhadores, e reduzirem-se as falhas do mercado de trabalho ao longo do tempo. As parcelas da renda não trabalho tiveram pequena participação relativa na formação da RDPC e do índice de Gini, e apenas as transferências de renda de programas oficiais foram muito progressivas e, portanto, tiveram importante contribuição para a queda do índice de Gini.

Finalmente, em quinto lugar, a decomposição do índice de Gini pelo efeito-composição e efeito-concentração para o maior período analisado, 2001/2015, mostrou que as parcelas da renda do trabalho foram responsáveis por 57,64% da queda da desigualdade de renda, sendo que o efeito-composição foi de 48,40% e o efeito-concentração foi de 9,24%. As parcelas da renda não trabalho foram responsáveis por 42,36% da queda da desigualdade de renda no período, sendo que o efeito-composição foi de 6,45% e o efeito-concentração foi de 35,91%. Vale destacar que, como a parcela TPO é muito progressiva, com uma participação média de 1,05% na RDPC, a parcela TPO foi responsável por 15,92% da queda da desigualdade de renda no período analisado: somente EMP a superou com 36,77%. No período 2001/2015, o efeito-composição total foi de 54,85% e o efeito-concentração total foi de 45,15%.

Este estudo limitou-se a análise da distribuição das parcelas da renda do trabalho. Considerando a relevância dessas parcelas para a desigualdade de renda, sugere-se que novos estudos atentem-se, principalmente, para a heterogeneidade educacional no mercado de trabalho, bem como o efeito de políticas públicas sobre a desigualdade, por exemplo, o salário mínimo, pois esse pode reduzir a desigualdade se atingir os trabalhadores relativamente pobres da distribuição de renda. Estudos microeconômicos sobre a relação entre o retorno da educação e a produtividade do trabalho também podem contribuir para a discussão sobre a desigualdade de renda no Brasil.

Não pode haver dúvida que a educação de qualidade, geralmente medida de maneira muito limitada pelos anos de escolaridade em estudos econômicos, é de extrema importância para o crescimento econômico e a redução da desigualdade de renda no longo prazo.¹⁰ É evidente que numa sociedade com baixa escolaridade, o aumento do acesso à educação levará ao aumento da dispersão da renda no curto prazo, entretanto, nenhum país atingiu alto nível

¹⁰ Evidências sobre a contribuição do capital humano para o desenvolvimento de países encontra-se em Canuto e Cavallari (2012) e Banco Mundial (2018). Ver Thévenon *et al.* (2018) para uma análise dos grupos populacionais que sofrem maior impacto diante de instabilidades no mercado de trabalho e como isso pode se refletir na desigualdade de renda.

de renda sem antes aumentar significativamente seus níveis de capital humano, porque é óbvio que pessoas mais qualificadas tem mais capacidade de produzir mais em menos tempo e garantir maiores salários, além de poderem inovar ou criar produtos e novas tecnologias nos diversos setores da economia, também podem escolher melhor seus representantes políticos e agir estrategicamente para que cumpram com suas promessas.

Além disso, a informação e o conhecimento resultado da educação de qualidade têm impactos ainda maiores que o campo econômico: pode levar as pessoas a ter maior cuidado com a saúde e melhorar a qualidade de vida; pode levá-las a compreender melhor suas emoções e diminuir os riscos de doenças mentais; pode levar as pessoas a conviver melhor em sociedade com respeito a diversidade de concepções; podem levá-las ainda a ter maior cuidado com o meio ambiente, fazendo o uso racional de recursos finitos.

Por outro lado, em termos de desigualdade de renda, não faz sentido alguém ser discriminado por sua cor, região, sexo ou mesmo trabalhar em condições precárias e em trabalhos informais, se tiver alta qualificação e a mão de obra, em geral, ser homogênea. Ademais, pessoas que têm empregos estáveis e de boa qualidade podem adquirir planos de previdência complementar que garantam o nível de renda desejado quando saírem do mercado de trabalho, desde que se comprometam a pouparem e investirem ao longo do seu ciclo de vida. O Estado tem, entre outras funções econômicas, o compromisso de equalizar oportunidades de acesso à educação e saúde de qualidade e garantir condições mínimas de dignidade para os cidadãos, por meio de políticas públicas eficazes sempre em diálogo com a população.

6. REFERÊNCIAS

- ALMEIDA-GABRIEL, F. B.; FERREIRA, C. R. Concentração de renda no Paraná: uma análise das aposentadorias e pensões entre 1988 e 2008. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, n. 117, p. 79-104, 2009.
- ALMEIDA-GABRIEL, F. B. **A recente evolução da distribuição da renda na região Norte do Brasil**. 2014. Tese (Doutorado em Ciências) - Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2014.
- ALMEIDA-GABRIEL, F. B.; FERREIRA, C. R.; PINTOR, E.; KODAMA, A. K. A Recente Evolução da Distribuição de Renda por Parcelas da Renda Domiciliar *Per Capita* no Brasil. **XIX Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, São Pedro/SP, 2014.
- ALVAREZ, J.; BENGURIA, F.; ENGBOM, N.; MOSER, C. Firms and the Decline of Earnings Inequality in Brazil. **American Economic Journal: Macroeconomics**, n. 1, p. 149-189, 2018.
- ARABAGE, A. C. **Essays in labor economics using Brazilian data**. 2018. Tese (Doutorado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2018.
- ARAÚJO, J. R. **Decomposição da recente queda da desigualdade de renda per capita no Brasil: uma análise a partir do índice de concentração**. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) UFRGS, Porto Alegre, 2010.
- ARAÚJO, A. M. C.; LOMBARDI, M. R. Trabalho informal, gênero e raça no Brasil do início do século XXI. **Cad. Pesqui. [online]**, vol.43, n.149, p.452-477, 2013. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-15742013000200005>. Acesso em: 10 ago. 2018.
- ARAÚJO, B. C. De que maneira o comércio internacional afetou a desigualdade do trabalho na indústria brasileira? *In*: MESSA, A.; OLIVEIRA, I. T. (Org.). **A política comercial brasileira em análise**. Brasília: Ipea, 2017.
- ATKINSON, A. B. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 2, p. 244-263, 1970.
- ATKINSON, A. B.; PIKETTY, T.; SAEZ, E. Top incomes in the long run of history. **Journal of Economic Perspectives**, v. 49, n. 1, p. 3-71, 2011.
- AYUB, M. A. **Income Inequality in a Growth - Theoretic Context: The Case of Pakistan**. Ph.D. Thesis, Yale University, New Heaven, 1977.
- BACHA, E. Além da Curva de Kuznets: crescimento e desigualdade. **Economia**, v. 2, n.2, p. 173-200, 1978.
- BACHA, E.; HOFFMANN, R. Uma interpretação estatística do PIB, da PNAD e do salário mínimo. **Rev. Econ. Polit. [online]**, v. 35, n. 1, p. 64-74, 2015.

BANCO MUNDIAL. **The Changing Wealth of Nations 2018: Building a Sustainable Future**, Washington, DC, 2018. Disponível em: <https://openknowledge.worldbank.org>. Acesso em: 10 maio 2019.

BAPTISTELLA, J. C. F. Os Impactos dos Programas de Transferência Condicionada de Renda na Desigualdade do Rendimento Domiciliar Per Capita nas Macrorregiões Brasileiras pós-2000. **XV Prêmio Tesouro Nacional**, Finanças Públicas, 2010.

BARROS, D. S. Escolaridade e distribuição de renda entre os empregados na economia brasileira: uma análise comparativa dos setores público e privado dos anos 2001 e 2013. **Rev. Econ. Contemp.** [online], v. 21, n. 3, 2017.

BARROS R. P.; MENDONÇA, R. Geração e reprodução da desigualdade de renda no Brasil. **Perspectivas da economia brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 471-490, 1993.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 59, 1995. (Texto para Discussão, 377).

BARROS R. P.; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. **A economia brasileira em perspectiva**. Rio de Janeiro: IPEA, v. 2, p. 421-474, 1996.

BARROS, R. P. **Determinantes do desempenho educacional no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para Discussão, 834).

BARROS R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Consequências e causas imediatas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Parcerias Estratégicas**. Brasília: CGEE, n. 22, p. 89-119, 2006.

BARROS R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil. *In*: BARROS R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007. p. 371-400.

BARROS, R. P.; FERREIRA, F. H. G.; VEGA, J. R. M.; CHANDUVI, J. S. **Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC, United States and London, United Kingdom: World Bank and Palgrave, 2009.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Markets, the state and the dynamics of inequality: The case of Brazil**. New York: UNDP, 2010.

BATTISTI, F; PORRO, F.; VERNIZZI, A. The Gini coefficient and the case of negative values. **Electron. J. App. Stat. Anal.**, v. 12, n. 1, p. 85-107, 2019.

BECKER, G. S. A theory of the allocation of time. **Economic Journal**, n. 75, p. 493-517, 1965.

BECKER, G. S. **A treatise on the family**. Cambridge: Harvard University Press, 1991.

BECKER, G. S. **Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education**. Chicago: The University of Chicago Press, 1993.

- BECKER, G. S.; KOMINERS, S. D.; MURPHY, K. M.; SPENKUCH, J. L. A theory of intergenerational mobility. **Journal of Political Economy**, v. 126, n. 1, 2018. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2652891>. Acesso em: 13 ago. 2018.
- BENJAMIN, D.; BRANDT, L.; McCAIG, B. Growth with equity: income inequality in Vietnam, 2002–14. **The Journal of Economic Inequality**, v. 15, p. 25–46, 2017.
- BESSA, D. C. **Desigualdade de renda e decomposição das parcelas de rendimentos per capita para o Brasil e região nordeste, de 1995 a 2011. 2013.** Dissertação (Mestrado em Economia Regional), Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2013.
- BEZRUKOV, D. **The role of housing in wealth inequality in Eurozone countries.** 2013. Master's thesis, Goethe Universität, Frankfurt, 2013.
- CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 185-210, 2004.
- CAMPELLO, T.; NERI, M. C. (Org.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania.** Brasília: IPEA, p. 207-216, 2013.
- CANUTO, O.; CAVALLARI, M. Natural Wealth: Is It a Blessing or a Curse? **Economic Premise** n. 83, World Bank, Washington, DC, 2012.
- CARVALHO, A. V.; CORRÊA, A. M. A.; CARVALHO, R. A. F.; SANTOS, R. B. N.; GUIMARÃES, J. L. C. **Juros, dividendos, benefícios sociais e a desigualdade de renda na Amazônia legal: os impactos das transferências de renda.** Cadernos Cepec, UFPA, v. 7, n. 12, 2018.
- CÉLESTIN, C. N.; CLOVIS, M. W. Inequality of Cameroonian Households: An Analysis Based on Shapley-shorrocks Decomposition. **International Journal of Economics and Finance**, v. 4, n. 6, 2012.
- CHAVAS, J. P.; MENON, M.; PAGANI, E.; PERALI, F. Collective household welfare and intra- household inequality. **Theoretical Economics**, p. 667-696, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.3982/TE2459>. Acesso em: 25 ago. 2018.
- CORAK, M. Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility. **Journal of Economic Perspectives**, p. 79-102, 2013.
- CORRÊA, A.; HOFFMANN, R. Desigualdade de rendimentos na agricultura brasileira: uma análise regional. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, p. 279- 312, 1997.
- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. A relação entre educação pré-primária, salários, escolaridade e proficiência escolar no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 811-850, 2009.
- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. The relationship between school performance and future wages in Brazil. **Economia**, v. 15, n. 3, p. 261-274, 2014.

DALTON, H. The measurement of the inequality of income. **The Economic Journal**, v. 30, n. 119, p. 348-361, 1920. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2223525>. Acesso em: 17 abr. 2018.

DEDECCA, C. S.; ROSANDISKI, E. N.; BARBIERI, C. V.; JUNGBLUTH A. Salário mínimo, benefício previdenciário e as famílias de baixa renda: síntese metodológica. **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo: ABEP, v.23, n.2, p.317-329, jul./dez. 2006.

ENGBOM, N.; MOSER, C. **Earnings Inequality and the Minimum Wage: Evidence from Brazil**. Opportunity and Inclusive Growth, Institute Federal Reserve Bank of Minneapolis: Research Division, 2018.

FEI, J.; RANIS, G.; KUO, S. Growth and the family of distribution of income by factor components. **Quarterly Journal of Economics**, v. 92, p. 17-53, 1978.

FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N. A evolução da desigualdade de rendimentos no Brasil metropolitano entre 1983 e 1997. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 30, p. 549-569, 2000.

FERREIRA, C. R. **Participação das Aposentadorias e Pensões na Desigualdade da Distribuição de Renda no Brasil no período de 1981 a 2001**. 2003. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. USP, São Paulo, 2003.

FERREIRA, C. R.; SOUZA, S. C. I. A Contribuição da Parcela do Rendimento Domiciliar Per Capita ‘Aposentadorias e Pensões’ para a Desigualdade da Renda no Brasil, Região Sul e Estado do Paraná. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, n. 106, p. 29-48, 2004.

FERREIRA, C. R. Aposentadorias e distribuição da renda no Brasil: uma nota sobre o período 1981 a 2001. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, n. 3, p. 247-260, 2006.

FERREIRA, C. R.; SOUZA, S. C. I. “Aposentadorias e Pensões” e Desigualdade da renda: uma análise para o Brasil no período 1998-2003. **R. Econ. Contemp.**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 1, p. 41-66, 2008.

FERREIRA, F.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J. **The rise and fall of Brazilian inequality: 1981-2004**. Washington D. C.: The World Bank, 2006.

FERREIRA, F. H. G.; FIRPO, S. P.; MESSINA, J. **Ageing poorly: accounting for the decline in earnings inequality in Brazil, 1995-2012**. IDB: Working Paper Series, n. 792, 2017.

FIELDS, G. Income inequality in urban Colombia: a decomposition analysis. **Review of Income and Wealth**, v. 25, p. 327-341, 1979.

FIELDS, G.; YOO, G. Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes. **Review of Income and Wealth**, v. 46, p. 139-159, 2000.

FIELDS, G.; CICHELO, P. L.; FREIJE, S.; MENENDEZ, M.; NEWHOUSE, D. Household Income Dynamics: A Four Country Story. Paper prepared for the NBER: **Conference on Labor and the Global Economy**, Cambridge, MA, 2001.

FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. **American Economic Review**, v. 62, n. 2, 1972.

FOGUEL, M. N.; AZEVEDO J. P. Uma decomposição da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil: 1995-2005. *In*: BARROS R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007. p. 343-364.

GANDRA, R. M. **O debate sobre a desigualdade de renda no Brasil: da controvérsia dos anos 70 ao pensamento hegemônico dos anos 90**. Rio de Janeiro: UFRJ, Instituto de Economia, 2004. (Texto para Discussão).

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, p. 153-161, 1979.

HELFAND, S. M.; ROCHA, R.; VINHAIS, H. E. F. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 1, p. 59-80, 2009.

HERRÁN, C. A. **Reduzindo a pobreza e a desigualdade no Brasil**. Brasília: Banco Interamericano de Desenvolvimento, 2005.

HOFFMANN, R.; DUARTE, J. C. A distribuição da renda no Brasil. **Revista de Administração de Empresas**, v. 12, n. 2, p.46-66, 1972.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: USP, 1998.

HOFFMANN, R. Inequality in Brazil: the contribution of pensions. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 4, p. 755-773, 2003.

HOFFMANN, R. Decomposition of Mehran and Piesch inequality measures by factor components and their application to the distribution of *per capita* household income in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 149-171, 2004.

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

HOFFMANN, R. Brasil, 2004: menos pobres e menos ricos. **Parcerias Estratégicas**, Brasília: CGEE, n. 22, p. 77-88, 2006b.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006c.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. **Econômica**, v. 10, n. 1, p. 7-39, 2008.

HOFFMANN, R. Desigualdade da distribuição de renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar *per capita*. **Economia e Sociedade**, Campinas: Unicamp/IE, v.18, n.1, p.213-231, 2009.

- HOFFMANN, R. . Transferências de renda e desigualdade, Brasil, 1995-2011. *In*: CAMPELLO, T.; NERI, M. C. (Org.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania**. Brasília: IPEA, 2013. p. 207-216.
- HOFFMANN, R. **Transferências de renda e desigualdade, Brasil, 1995-2012**: Análise de 11 parcelas da renda domiciliar *per capita*. Jan. 2014. Disponível em: <https://www.researchgate.net>. Acesso em: 23 abr. 2018.
- HOFFMANN, R. **A desigualdade relevante não caiu de 2014 a 2015**. IEPE/Casa das Garças, 2016. (Texto para Discussão, 37).
- HOFFMANN, R. **Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: o que mudou em 2015?** Jan. 2017. Disponível em: <https://www.researchgate.net>. Acesso em: 28 abr. 2018.
- HOWARD, M. C. **Teorias modernas da distribuição de renda**. Rio de Janeiro: Zahar, 1981.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/index.php>. Acesso em: 14 jun. 2018.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Nota Técnica mar. 2006. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/nota_tecnica/2006_nt01_agosto_disoc.pdf . Acesso em: 21 mar. 2018.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Base de dados: Ipeadata, Coeficiente de Gini. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 20 dez. 2018.
- JESUS, J. G. **Diferenças de rendimento entre negros e brancos no Brasil: evolução e determinantes**. 2016. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2016.
- KAKWANI, N. C. Applications of Lorenz curves in economic analysis. **Econometrica**, v. 45, p. 719-727, 1977.
- KANBUR, R.; WANG, Y.; ZHANG, X. **The Great Chinese Inequality turn around**. Bank of Finland: Working Paper, p. 1-29, 2017.
- KAROLY, L. A.; BURTLESS, G. Demographic Change, Rising Earnings Inequality, and the Distribution of Personal Well-Being, 1959-1989. **Demography**, v. 32, n. 3, 1995.
- KEIFMAN, S. N.; MAURIZIO, R. **Changes in labour market conditions and policies: their impact on wage inequality during the last decade**. WIDER: Working Paper, 2012.
- KLEIN, R.; VELLA, F. Estimating a class of triangular simultaneous equations models without exclusion restrictions. **Journal of Econometrics**, vol. 154, p. 154-164, 2010.
- KREIN, J. D.; PRONI, M. W. **Economia informal: aspectos conceituais e teóricos**. Brasília: OIT- Brasil, 2010.

LANGONI, C. G. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

LERMAN, R. I.; YITZHAKI, S. A note on the calculation and interpretation of the Gini Index. **Economics Letters**, v. 15, p. 363–368, 1984.

LERMAN, R. I.; YITZHAKI, S. Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 67, n. 1, p. 151-155, 1985.

LERMAN, R. I.; YITZHAKI, S. Changing ranks and the inequality impacts of taxes and transfers. **National Tax Journal**, Washington, v. 48, n. 1, p. 45-59, 1995.

LIMA, R. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 1, n. 1, p. 217-72, 1980.

LORENZ, M. O. Methods of measuring the concentration of wealth. **American Statistical Association**, New series, n. 70, 1905.

MACHADO F. V. P. **Does inequality breed altruism or selfishness?** Gauging individuals' predispositions towards redistributive schemes. IDB: Working paper series, n. 285, 2012a.

MACHADO F. V. P. **To Redistribute or Not: A Politician's Dilemma**. IDB: Working paper series, n. 335, 2012b.

MARIANO, J. L.; LIMA, R. C. A desigualdade da renda rural no Nordeste: análise da desagregação do coeficiente de Gini e da sensibilidade do índice de bem-estar de Sen. **Análise Econômica**, v. 16, n. 29, p. 103-118, 1998.

MARIANO, J. L.; NEDER, H. Desigualdade de renda e pobreza entre famílias no meio rural do Nordeste. **Revista Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 5, n. 2, p. 221-242, 2006.

MARTORANO, B. Taxation and inequality in developing countries: lessons from the recent experience of Latin America. **Journal of International Development**, v. 30, p. 256-273, 2018.

MEDEIROS, M. **Medidas de desigualdade e pobreza**. Brasília: UnB, 2012.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. **Gasto Público e Desigualdade de Renda no Brasil**. Brasília: IPEA, 2013. (Texto para discussão).

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. Previdências dos trabalhadores dos setores público e privado e desigualdade no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 4, p. 603–623, 2014.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F.; CASTRO, F. A. A. Estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012: estimativas com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. **Ciência & Saúde coletiva**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 4, p. 971-986, 2015.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012: resultados adicionais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.46, n. 3, p. 7-31, 2016.

MELO, M. R. B.; MONTE, P. A. Rendimentos e desigualdade de renda no Brasil: 2004-2012. **Revista Econômica**, Niterói, v.16, n. 2, p. 115-131, 2014.

MELO, M. R. B.; MONTE, P. A. Decomposição da renda domiciliar: uma análise regional. **Rev. Econ. NE**, Fortaleza, v. 46, n. 4, p. 137-153, 2015.

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES R.; PICCHETTI P. Rising human capital but constant inequality: the education composition effect in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, p. 200-250, 2006.

MENEZES-FILHO, N. A.; AMARAL, L. F. L. E. do. **A relação entre gastos educacionais e desempenho escolar**. IBMEC São Paulo, Insper: Working Paper, n. 164, 2009.

MENEZES-FILHO, N. A.; OLIVEIRA, A. P. **A contribuição da educação para a queda da desigualdade de renda per capita no Brasil**. Insper: Policy Paper n. 9, 2014.

MIHAYLOVA, S.; BRATOEVA-MANOLEVA, S. Structural changes and wage inequality in the Bulgarian economy. **Eastern Journal of European Studies**, v. 9, n. 2, p. 205-227, 2018.

MISHRA A.; EL-OSTA, H.; GILLESPIE, J. M. Effect of agricultural policy on regional income inequality among farm households. **Journal of Policy Modeling**, v. 31, p. 325–340, 2009.

MITRAKOS, T. **Inequality, poverty and social welfare in Greece**: distributional effects of austerity. Bank of Greece, Economic Research Department – Special Studies Division: Working Paper, n. 174, 2014.

MONTALI, L.; TAVARES, M. Família, pobreza e acesso a programas de transferência de renda nas regiões metropolitanas brasileiras. **R. bras. Est. Pop.**, São Paulo, v. 25, n. 2, p. 211-231, 2008.

MUKHOPADHAYA, P. World Income Inequality Data base (WIID) Review. **Journal of Economic Inequality**, v. 2, p. 229–234, 2004.

NAKATANI-MACEDO, C. D.; FIUZA-MOURA, F. K.; FERREIRA, C. R.; CAMARA, M. R. G. Envelhecimento da população do Paraná e o impacto das aposentadorias e pensões na renda. **Economia & Região**, Londrina, v. 3, n. 1, p. 27-38, 2015.

NAKATANI-MACEDO, C. D.; FIUZA-MOURA, F. K.; FERREIRA, C. R.; CAMARA, M. R. G. Projeções do envelhecimento da população do Nordeste de 2000 a 2030 e suas implicações na renda. **Revista Nexos Econômicos**, CME-UFBA, v. 10, n. 1, 2016.

NOPO, H. **New Century, Old Disparities**: Gender and Ethnic Earnings Gaps in Latin America and the Caribbean. A co-publication of the Inter-American Development Bank and The World Bank., Washington, DC, p. 356, 2012.

ORGANIZAÇÃO PARA COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE). Programme for international student assessment (PISA). Results from Pisa 2015, **Brasil note, 2016**. Disponível em: www.oecd.org/pisa/. Acesso em: 10 jan. 2019.

OSTASIEWICZ, K.; VERNIZZI, A. Decomposition and normalization of absolute differences, when positive and negative values are considered: applications to the Gini coefficient. **Quantitative Methods in Economics**, v. 18, n. 3, p. 472-491, 2017.

PAUL, S.; CHEN, Z.; LU, M. **Household Income Structure and Rising Inequality in Urban China**. Working Paper, p. 1-42, 2012.

PECORA, A. R.; MENEZES-FILHO, N. A. O papel da oferta e da demanda por qualificação na evolução do diferencial de salários por nível educacional no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 2, p. 205-240, 2014.

PEREIRA, L.; VELOSO, F.; BINGWEN, Z. **Armadilha da renda média: visões do Brasil e da China**. Rio de Janeiro: FGV, 2013.

PERRY, G.; MALONEY, W.; ARIAS, O.; FAJNZYLBER, P.; MASON, A.; SAAVEDRA-CHADUVI, J. **Informality, exit and exclusion**. Washington DC: The World Bank, Latin American and Caribbean Studies, 2007.

PINTO, I. F. A. **Educação e desigualdade de renda no Brasil**. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2017.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Human development report international cooperation at a crossroads: Aid, trade and security in an unequal world**. Nova York: Pnud, 2005.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). **Human development report 2016**. Table 3 - Inequality-adjusted Human Development Index. Gini Coefficient. Disponível em: <http://hdr.undp.org/en/2016-report>. Acesso em: 16 abr. 2018.

PYATT, G. On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients. **Economic Journal**, v. 86, n. 342, p. 243-255, 1976.

PYATT, G.; CHEN, C. N.; FEI, J. The Distribution of Income by Factor Components. **Quarterly Journal of Economics**, v. 94, p. 451-473, 1980.

RANGEL, L.; VAZ, F.; FERREIRA, J. Desigualdade na distribuição de renda: enfoque nas aposentadorias e pensões públicas. **Informe de Previdência Social**, v. 21, n. 5, 2009.

RANGEL, L.; SABOIA, J. O regime de previdência dos servidores públicos: implicações distributivas com base na instituição de um teto nos valores dos benefícios e da criação da FUNPRESP. **Nova Economia [online]**, Belo Horizonte, v. 25, n. 3, p. 575-594, 2015.

RAO, V. M. Two decompositions of concentration ratio. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 132, n. 3, p. 418-425, 1969.

REIS, J. G.; BARROS, R. Wage inequality and the distribution of education. **Journal of Development Economics**, v. 36, p. 117-143, 1991.

RESENDE, A. C. C.; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 38, n. 2, p. 235-265, 2008.

RIBEIRO, C. A. C.; MACHADO, W. Rendimento do trabalho das esposas e tendências da desigualdade de renda no Brasil (1992-2014). **Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 1, p. 103-135, 2018.

ROCHA, S. Os ‘novos’ programas de transferências de renda: impactos possíveis sobre a desigualdade no Brasil. *In*: BARROS R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007. p. 131-146.

ROCHA, S. O Programa Bolsa Família: evolução e efeitos sobre a pobreza. **Economia e sociedade**, v. 20, n. 1, p. 113-139, 2011.

ROOPE, L.; NIÑO-ZARAZÚA, M.; TARP, F. How polarized is the global income distribution? **Economics Letters**, v. 167, p. 86–89, 2018.

SALVATO, M. A.; FERREIRA, P. C. G.; DUARTE, A. J. M. A. O impacto da escolaridade sobre a distribuição de renda. **Estudos Econômicos**, São Paulo, p. 753-791, 2010.

SALVATO, M. A.; LIMA, L. F.; VIANA, J. S. Accounting for Income Inequality: An Application of the Fields Methodology to the Recent Fall of Inequality in Brazil. *In*: **Encontro Nacional De Economia Da Anpec**. Fortaleza, CE. Anais...Fortaleza: ANPEC, 2013.

SCARTASCINI, C.; SPILLER, P.; STEIN, E.; TOMMASI, M. (Eds.). **El juego político en América Latina**. ¿Cómo se deciden las políticas públicas? Washington: Banco Interamericano de Desarrollo, p. 479, 2011.

SEN, A. K. **Desigualdade reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001.

SENADZA, B. Does Non-farm Income Improve or Worsen Income Inequality? Evidence from Rural Ghana. **African Review of Economics and Finance**, v. 2, n. 2, 2011.

SHORROCKS, A. F. Inequality Decomposition by Factor Components. **Econometrica**, v. 50, n. 1, p. 193-211, 1982.

SHORROCKS, A. F. The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes, **Quarterly Journal of Economics**, v. 98, n. 2, p. 311-326, 1983.

SILVA, J. L. M. S.; LOPES, T. S. Efeitos da Previdência Social Sobre a Desigualdade e a Pobreza Rural no Nordeste: Uma Análise da Decomposição do Índice de Gini. **Rev. Econ. NE**, v. 40, n. 1, 2009.

SINGER, P. I. **Dominação e desigualdade: a estrutura de classes e repartição de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1981.

SINGH A.; KUMAR, K. The Changing Structure of Inequality in India, 1993-2010: Some Observations and Consequences. **Economics Bulletin**, v. 35, n. 1, p. 590-603, 2015.

SOARES, S. S. D. **Perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras**. IPEA, 2000. (Texto para Discussão n. 769).

- SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 83-115, 2006.
- SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. Diferencial Salarial Público-Privado e Desigualdade de Renda *per capita* no Brasil. **Est. Econ.**, São Paulo, v. 43, n. 1, p.5-28, 2013a.
- SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. The Decline in Inequality in Brazil, 2003-2009: The Role of the State. IARIW-IBGE: **Conference on Income, Wealth and Well-Being in Latin America**, Rio de Janeiro, Brazil, 2013b.
- SOUZA, P. H. G. F. **A desigualdade vista do topo**: a concentração de renda entre os ricos no Brasil, 1926-2013. 2016. Tese (Doutorado em Sociologia) - UNB, 2016.
- SOUZA, S. C. I.; BESSA, D. C.; MARGONATO, R. C. G.; FERREIRA, C. R. Rendimento do trabalho, posições na ocupação e desigualdade da renda no Paraná. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 37, n. 4, p. 925-946, 2017.
- SOUZA, E. L. C.; STADUTO, J. A. R.; KRETER, A. C. Previdência rural e mulher: uma análise interregional a partir da perspectiva de gênero. **Revista da ABET**, v. 16, n. 1, 2017.
- STADUTO, J. A. R.; NASCIMENTO, C. A.; SOUZA, M. Ocupações e rendimentos de mulheres e homens nas áreas rurais no Nordeste do Brasil: uma análise para primeira década do século XXI. **Mundo agrar. [online]**, v. 18, n. 38, 2017. Disponível em: http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1515-59942017000200005. Acesso em: 18 ago. 2018.
- STAMPINI, M.; ROBLES, M.; SÁENZ, M.; IBARRARÁN, P.; MEDELLIN, N. **Poverty, Vulnerability and the Middle Class in Latin America**. IDB Publications: Working Papers, n. 591, 2015.
- STEPHANES, R. **Reforma da previdência sem segredos**. Rio de Janeiro: Record, 1999.
- THÉVENON, O.; MANFREDI, T; GOVIND, Y.; KLAUZNER, I. **Child poverty in the OECD: Trends, determinants and policies to tackle it**. Paris: OECD Publishing, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, n. 218, 2018. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1787/c69de229-en>. Acesso em: 20 nov. 2018.
- VILELA, L.; MENEZES-FILHO, N. A.; TACHIBANA, T. Y.; KOMATSU, B. As cotas nas universidades públicas diminuem a qualidade dos ingressantes? **Est. Aval. Educ.**, São Paulo, v. 28, n. 69, p. 652-684, 2017.
- WU, L. Housing ownership and housing wealth: evidences in transitional China. **The IIER international conference**, New York, USA, 2016.
- ZYLBERSTAJN, E. **Três ensaios sobre o mercado de trabalho no Brasil**. 2015. Tese (Doutorado em Economia de Empresas) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2015.

ANEXO A – Índice de Gini da RDPC por UF brasileira, 2001-2014

UF	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014
Acre	0,623	0,621	0,578	0,594	0,583	0,592	0,609	0,560	0,613	0,547	0,550	0,525	0,542
Alagoas	0,607	0,606	0,608	0,575	0,566	0,627	0,605	0,583	0,572	0,526	0,499	0,525	0,501
Amazonas	0,575	0,563	0,556	0,536	0,512	0,514	0,550	0,513	0,509	0,541	0,511	0,543	0,530
Amapá	0,476	0,549	0,594	0,542	0,527	0,475	0,509	0,456	0,519	0,519	0,537	0,522	0,470
Bahia	0,594	0,593	0,591	0,556	0,554	0,557	0,554	0,559	0,556	0,554	0,548	0,558	0,527
Ceará	0,613	0,591	0,569	0,577	0,579	0,548	0,549	0,540	0,545	0,539	0,527	0,514	0,506
Distrito Federal	0,624	0,629	0,634	0,629	0,608	0,607	0,614	0,621	0,624	0,608	0,587	0,578	0,582
Espírito Santo	0,594	0,580	0,557	0,549	0,558	0,537	0,526	0,521	0,532	0,497	0,497	0,494	0,492
Goiás	0,567	0,554	0,531	0,535	0,557	0,510	0,524	0,513	0,510	0,483	0,481	0,484	0,450
Maranhão	0,572	0,567	0,576	0,609	0,521	0,595	0,555	0,521	0,538	0,542	0,609	0,560	0,529
Minas Gerais	0,560	0,561	0,550	0,542	0,527	0,528	0,517	0,515	0,513	0,499	0,499	0,489	0,485
Mato Grosso do Sul	0,571	0,563	0,546	0,536	0,533	0,533	0,566	0,529	0,521	0,512	0,488	0,497	0,487
Mato Grosso	0,571	0,574	0,549	0,528	0,523	0,530	0,516	0,544	0,504	0,479	0,523	0,505	0,460
Pará	0,551	0,559	0,519	0,535	0,516	0,505	0,522	0,496	0,509	0,538	0,501	0,502	0,486
Paraíba	0,596	0,601	0,568	0,595	0,581	0,565	0,598	0,585	0,591	0,538	0,528	0,525	0,513
Pernambuco	0,616	0,609	0,590	0,607	0,586	0,582	0,560	0,565	0,553	0,527	0,507	0,502	0,507
Piauí	0,598	0,618	0,602	0,591	0,591	0,599	0,593	0,574	0,555	0,508	0,545	0,515	0,501
Paraná	0,566	0,540	0,546	0,548	0,539	0,519	0,528	0,500	0,497	0,471	0,483	0,469	0,453
Rio de Janeiro	0,572	0,549	0,560	0,550	0,557	0,555	0,549	0,540	0,542	0,533	0,530	0,532	0,525
Rio Grande do Norte	0,581	0,584	0,562	0,570	0,598	0,561	0,561	0,551	0,559	0,562	0,531	0,541	0,496
Rondônia	0,548	0,544	0,507	0,516	0,568	0,545	0,507	0,501	0,509	0,496	0,484	0,476	0,470
Roraima	0,538	0,561	0,524	0,583	0,539	0,564	0,515	0,542	0,521	0,524	0,540	0,531	0,502
Rio Grande do Sul	0,554	0,548	0,539	0,528	0,520	0,515	0,506	0,504	0,500	0,486	0,477	0,478	0,476
Santa Catarina	0,497	0,471	0,481	0,461	0,461	0,465	0,463	0,465	0,460	0,444	0,424	0,435	0,421
Sergipe	0,571	0,556	0,578	0,561	0,554	0,560	0,543	0,539	0,576	0,560	0,542	0,560	0,485
São Paulo	0,553	0,555	0,546	0,528	0,532	0,525	0,506	0,498	0,489	0,485	0,493	0,494	0,493
Tocantins	0,599	0,559	0,566	0,551	0,535	0,522	0,546	0,544	0,523	0,523	0,526	0,519	0,515

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IPEA (2018)

ANEXO B - Razão de concentração das parcelas da RDPC pelo índice de Gini, 2001-2015

Ano	Renda do Trabalho						
	EMP	PUB	AUT	PAT			
2001	0,4986	0,7388*	0,5231	0,8600*			
2002	0,4951	0,7413*	0,5012	0,8565*			
2003	0,4842	0,7334*	0,5042	0,8599*			
2004	0,4693	0,7333*	0,4994	0,8552*			
2005	0,4696	0,7358*	0,4862	0,8531*			
2006	0,4526	0,7458*	0,4857	0,8563*			
2007	0,4495	0,7438*	0,5159	0,8514*			
2008	0,4397	0,7403*	0,4766	0,8368*			
2009	0,4346	0,7456*	0,4734	0,8362*			
2011	0,4389	0,7460*	0,5039	0,8504*			
2012	0,4297	0,7302*	0,5112	0,8528*			
2013	0,4301	0,7325*	0,5026	0,8570*			
2014	0,4208	0,7370*	0,4942	0,8446*			
2015	0,4274	0,7410*	0,4712	0,8351*			
Ano	Renda Não Trabalho						
	AP1	AP2	AP3	DOA	ALU	JUR	TPO
2001	0,0884	0,7625*	0,6204*	0,3937	0,7975*	0,8478*	-0,4010
2002	0,0838	0,7573*	0,5869	0,4292	0,8032*	0,8388*	-0,3792
2003	0,1209	0,7612*	0,5703	0,4028	0,8012*	0,7887*	-0,3931
2004	0,1209	0,7595*	0,5683	0,4620	0,7866*	0,7936*	-0,3634
2005	0,1412	0,7520*	0,6141*	0,4130	0,7890*	0,7961*	-0,3366
2006	0,1599	0,7475*	0,5810*	0,4415	0,7905*	0,7291*	-0,3329
2007	0,1454	0,7473*	0,5517	0,4163	0,7892*	0,6996*	-0,3740
2008	0,1482	0,7495*	0,4916	0,4332	0,7981*	0,7293*	-0,3841
2009	0,1618	0,7557*	0,4928	0,3921	0,7738*	0,6511*	-0,3893
2011	0,1379	0,7361*	0,4835	0,3672	0,7755*	0,6805*	-0,4295
2012	0,1510	0,7342*	0,4611	0,3223	0,8039*	0,7502*	-0,4349
2013	0,1569	0,7354*	0,4719	0,3449	0,7872*	0,5537*	-0,4468
2014	0,1456	0,7302*	0,4953	0,2604	0,7660*	0,5766*	-0,4493
2015	0,1609	0,7350*	0,4716	0,2428	0,7502*	0,4643	-0,4088

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

Nota: * indica que a razão de concentração da parcela da renda é regressiva

ANEXO C - Razão de concentração das parcelas da RDPC pelo índice de Mehran, 2001-2015

Ano	Renda do Trabalho						
	EMP	PUB	AUT	PAT			
2001	0,6457	0,8759*	0,6530	0,9472*			
2002	0,6396	0,8776*	0,6317	0,9462*			
2003	0,6308	0,8699*	0,6331	0,9480*			
2004	0,6172	0,8679*	0,6267	0,9455*			
2005	0,6149	0,8682*	0,6086	0,9432*			
2006	0,5983	0,8742*	0,6124	0,9436*			
2007	0,5966	0,8726*	0,6431	0,9413*			
2008	0,5856	0,8690*	0,6052	0,9311*			
2009	0,5809	0,8696*	0,6033	0,9306*			
2011	0,5857	0,8645*	0,6326	0,9402*			
2012	0,5753	0,8563*	0,6374	0,9393*			
2013	0,5755	0,8579*	0,6351	0,9413*			
2014	0,5634	0,8607*	0,6246	0,9351*			
2015	0,5696	0,8632*	0,6018	0,9297*			
Ano	Renda Não Trabalho						
	API	AP2	AP3	DOA	ALU	JUR	TPO
2001	0,2413	0,8985*	0,7322*	0,4787	0,9058*	0,9234*	-0,6048
2002	0,2355	0,8951*	0,6965	0,5050	0,9105*	0,9072*	-0,5615
2003	0,2900	0,8978*	0,6857	0,4774	0,9043*	0,8846*	-0,5871
2004	0,2857	0,8960*	0,6793	0,5555	0,8959*	0,8752*	-0,5202
2005	0,3138	0,8927*	0,7155*	0,4921	0,8964*	0,8851*	-0,4691
2006	0,3409	0,8894*	0,6854	0,5186	0,8987*	0,8301*	-0,4575
2007	0,3180	0,8889*	0,6539	0,5090	0,8961*	0,8174*	-0,5375
2008	0,3228	0,8874*	0,5974	0,5109	0,9053*	0,8467*	-0,5537
2009	0,3404	0,8925*	0,5933	0,4771	0,8876*	0,7855*	-0,5642
2011	0,3118	0,8777*	0,5904	0,4422	0,8866*	0,8000*	-0,6366
2012	0,3283	0,8772*	0,5500	0,3749	0,9007*	0,8275	-0,6464
2013	0,3381	0,8774*	0,5617	0,4128	0,8920*	0,7077*	-0,6670
2014	0,3207	0,8724*	0,5777	0,2928	0,8764*	0,7189*	-0,6721
2015	0,3406	0,8753*	0,5489	0,2573	0,8636*	0,6093	-0,5968

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

Nota: * indica que a razão de concentração da parcela da renda é regressiva

ANEXO D - Grau de progressividade das parcelas da RDPC pelo índice de Mehran, 2001-2015

Ano	Renda do Trabalho			
	EMP	PUB	AUT	PAT
2001	0,0799	-0,1503	0,0726	-0,2216
2002	0,0785	-0,1595	0,0864	-0,2281
2003	0,0825	-0,1566	0,0802	-0,2347
2004	0,0831	-0,1676	0,0736	-0,2452
2005	0,0817	-0,1716	0,0880	-0,2466
2006	0,0913	-0,1846	0,0772	-0,2540
2007	0,0875	-0,1885	0,0410	-0,2572
2008	0,0885	-0,1949	0,0689	-0,2570
2009	0,0893	-0,1994	0,0669	-0,2604
2011	0,0729	-0,2059	0,0260	-0,2816
2012	0,0785	-0,2025	0,0164	-0,2855
2013	0,0785	-0,2039	0,0189	-0,2873
2014	0,0790	-0,2183	0,0178	-0,2927
2015	0,0732	-0,2204	0,0410	-0,2869

Ano	Renda Não Trabalho						
	API	AP2	AP3	DOA	ALU	JUR	TPO
2001	0,4843	-0,1729	-0,0066	0,2469	-0,1802	-0,1978	1,3304
2002	0,4826	-0,1770	0,0216	0,2131	-0,1924	-0,1891	1,2796
2003	0,4233	-0,1845	0,0276	0,2359	-0,1910	-0,1713	1,3004
2004	0,4146	-0,1957	0,0210	0,1448	-0,1956	-0,1749	1,2205
2005	0,3828	-0,1961	-0,0189	0,2045	-0,1998	-0,1885	1,1657
2006	0,3487	-0,1998	0,0042	0,1710	-0,2091	-0,1405	1,1471
2007	0,3661	-0,2048	0,0302	0,1751	-0,2120	-0,1333	1,2216
2008	0,3513	-0,2133	0,0767	0,1632	-0,2312	-0,1726	1,2278
2009	0,3298	-0,2223	0,0769	0,1931	-0,2174	-0,1153	1,2344
2011	0,3468	-0,2191	0,0682	0,2164	-0,2280	-0,1414	1,2952
2012	0,3255	-0,2234	0,1038	0,2789	-0,2469	-0,1737	1,3002
2013	0,3159	-0,2234	0,0923	0,2412	-0,2380	-0,0537	1,3210
2014	0,3217	-0,2300	0,0647	0,3496	-0,2340	-0,0765	1,3145
2015	0,3022	-0,2325	0,0939	0,3855	-0,2208	0,0335	1,2396

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

ANEXO E - Razão de concentração das parcelas da RDPC pelo índice de Piesch, 2001-2015

Ano	Renda do Trabalho			
	EMP	PUB	AUT	PAT
2001	0,4251	0,6703*	0,4582	0,8164*
2002	0,4229	0,6732*	0,4359	0,8116*
2003	0,4109	0,6651*	0,4398	0,8158*
2004	0,3954	0,6660*	0,4357	0,8100*
2005	0,3970	0,6696*	0,4250	0,8081*
2006	0,3798	0,6816*	0,4223	0,8127*
2007	0,3759	0,6794*	0,4523	0,8064*
2008	0,3668	0,6759*	0,4123	0,7897*
2009	0,3615	0,6836*	0,4085	0,7889*
2011	0,3654	0,6867*	0,4396	0,8055*
2012	0,3569	0,6672*	0,4480	0,8096*
2013	0,3574	0,6698*	0,4364	0,8148*
2014	0,3496	0,6752*	0,4290	0,7993*
2015	0,3563	0,6799*	0,4058	0,7877*

Ano	Renda Não Trabalho						
	API	AP2	AP3	DOA	ALU	JUR	TPO
2001	0,0119	0,6944*	0,5646*	0,3511	0,7434*	0,8099*	-0,2992
2002	0,0079	0,6885*	0,5321*	0,3914	0,7496*	0,8046*	-0,2881
2003	0,0363	0,6930*	0,5127	0,3655	0,7496*	0,7407*	-0,2961
2004	0,0384	0,6913*	0,5128*	0,4153	0,7320*	0,7528*	-0,2851
2005	0,0550	0,6817*	0,5633*	0,3734	0,7353*	0,7516*	-0,2703
2006	0,0695	0,6765*	0,5289*	0,4029	0,7364*	0,6786*	-0,2706
2007	0,0591	0,6766*	0,5006*	0,3699	0,7357*	0,6408*	-0,2923
2008	0,0609	0,6805*	0,4387	0,3943	0,7445*	0,6707*	-0,2993
2009	0,0725	0,6873*	0,4426	0,3495	0,7169*	0,5839*	-0,3019
2011	0,0509	0,6653*	0,4301	0,3298	0,7199*	0,6208*	-0,3260
2012	0,0624	0,6627*	0,4166	0,2960	0,7555*	0,7115*	-0,3291
2013	0,0663	0,6644*	0,4270	0,3110	0,7348*	0,4768*	-0,3366
2014	0,0581	0,6592*	0,4541*	0,2442	0,7108*	0,5055*	-0,3380
2015	0,0711	0,6648*	0,4329	0,2356	0,6935*	0,3919	-0,3149

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

Nota: * indica que a razão de concentração da parcela da renda é regressiva

ANEXO F - Grau de progressividade das parcelas da RDPC pelo índice de Piesch, 2001-2015

Ano	Renda do Trabalho						
	EMP	PUB	AUT	PAT			
2001	0,1024	-0,1428	0,0693	-0,2889			
2002	0,0990	-0,1513	0,0860	-0,2897			
2003	0,1039	-0,1503	0,0750	-0,3010			
2004	0,1078	-0,1628	0,0675	-0,3068			
2005	0,1041	-0,1685	0,0761	-0,3070			
2006	0,1147	-0,1871	0,0722	-0,3182			
2007	0,1100	-0,1935	0,0336	-0,3205			
2008	0,1102	-0,1989	0,0647	-0,3127			
2009	0,1116	-0,2105	0,0646	-0,3158			
2011	0,0960	-0,2253	0,0218	-0,3441			
2012	0,1026	-0,2077	0,0115	-0,3501			
2013	0,1000	-0,2124	0,0210	-0,3574			
2014	0,0995	-0,2261	0,0201	-0,3502			
2015	0,0915	-0,2321	0,0420	-0,3399			
Ano	Renda Não Trabalho						
	AP1	AP2	AP3	DOA	ALU	JUR	TPO
2001	0,5156	-0,1669	-0,0371	0,1764	-0,2159	-0,2824	0,8267
2002	0,5140	-0,1666	-0,0102	0,1305	-0,2277	-0,2827	0,8100
2003	0,4785	-0,1782	0,0021	0,1493	-0,2348	-0,2259	0,8109
2004	0,4648	-0,1881	-0,0096	0,0879	-0,2288	-0,2496	0,7883
2005	0,4461	-0,1806	-0,0622	0,1277	-0,2342	-0,2505	0,7714
2006	0,4250	-0,1820	-0,0344	0,0916	-0,2419	-0,1841	0,7651
2007	0,4268	-0,1907	-0,0147	0,1160	-0,2498	-0,1549	0,7782
2008	0,4161	-0,2035	0,0383	0,0827	-0,2675	-0,1937	0,7763
2009	0,4006	-0,2142	0,0305	0,1236	-0,2438	-0,1108	0,7750
2011	0,4105	-0,2039	0,0313	0,1316	-0,2585	-0,1594	0,7874
2012	0,3971	-0,2032	0,0429	0,1635	-0,2960	-0,2520	0,7886
2013	0,3911	-0,2070	0,0304	0,1464	-0,2774	-0,0194	0,7940
2014	0,3910	-0,2101	-0,0050	0,2049	-0,2617	-0,0564	0,7871
2015	0,3767	-0,2170	0,0149	0,2122	-0,2457	0,0559	0,7627

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

ANEXO G - Decomposição da variação do índice de Mehran (ΔM) pelo efeito-composição e efeito-concentração

Parcelas RDPC		Período 2001/2015 ($\Delta M = -0,0827$)			Período 2001/2009 ($\Delta M = -0,0553$)			Período 2009/2015 ($\Delta M = -0,0274$)		
		Efeito Composição (%)	Efeito Concentração (%)	Efeito Total (%)	Efeito Composição (%)	Efeito Concentração (%)	Efeito Total (%)	Efeito Composição (%)	Efeito Concentração (%)	Efeito Total (%)
Renda do Trabalho	EMP	37,03	1,03	38,06	47,19	1,74	48,93	16,81	-0,08	16,73
	PUB	1,63	-3,36	-1,73	1,21	-4,20	-2,99	2,63	-1,31	1,32
	AUT	9,69	-1,07	8,62	13,40	-3,90	9,51	0,75	3,01	3,75
	PAT	2,10	10,58	12,68	3,34	4,68	8,03	0,31	23,61	23,91
	Sub-total	50,46	7,18	57,63	65,14	-1,67	63,47	20,48	25,23	45,71
Renda Não Trabalho	AP1	-6,85	15,26	8,41	-9,12	14,47	5,35	-0,03	14,33	14,30
	AP2	3,57	1,35	4,92	1,38	1,00	2,38	7,92	2,24	10,16
	AP3	2,95	-0,14	2,81	3,50	-0,09	3,41	2,04	-0,39	1,65
	DOA	1,43	-1,12	0,30	0,02	-0,96	-0,95	3,31	-0,55	2,76
	ALU	0,76	2,09	2,85	0,57	1,32	1,89	1,15	3,96	5,11
	JUR	2,26	0,18	2,44	1,43	0,64	2,07	3,10	-0,07	3,03
	TPO	-0,09	20,72	20,64	-0,54	22,91	22,37	1,66	15,62	17,28
	Sub-total	4,04	38,33	42,37	-2,75	39,28	36,53	19,15	35,15	54,29
Total		54,50	45,50	100,00	62,39	37,61	100,00	39,63	60,37	100,00

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)

ANEXO H - Decomposição da variação do índice de Piesch (ΔP) pelo efeito-composição e efeito-concentração

Parcelas RDPC	Período 2001/2015 ($\Delta P = -0,0797$)			Período 2001/2009 ($\Delta P = -0,0545$)			Período 2009/2015 ($\Delta P = -0,0253$)		
	Efeito Composição (%)	Efeito Concentração (%)	Efeito Total (%)	Efeito Composição (%)	Efeito Concentração (%)	Efeito Total (%)	Efeito Composição (%)	Efeito Concentração (%)	Efeito Total (%)
Renda do Trabalho									
EMP	34,75	1,35	36,10	47,08	2,24	49,32	8,34	-0,11	8,23
PUB	-1,30	-3,53	-4,82	-2,60	-4,31	-6,91	1,63	-1,50	0,14
AUT	10,29	-1,09	9,20	13,60	-3,80	9,80	1,48	3,22	4,70
PAT	3,59	13,57	17,16	5,64	5,97	11,61	0,45	30,69	31,14
Sub-total	47,33	10,31	57,64	63,72	0,10	63,83	11,91	32,30	44,21
Renda Não Trabalho									
AP1	-4,23	17,96	13,73	-5,66	16,54	10,87	0,39	19,12	19,51
AP2	4,73	1,32	6,05	1,68	0,98	2,66	11,21	2,30	13,51
AP3	2,20	0,04	2,24	3,13	0,01	3,13	0,48	-0,11	0,37
DOA	0,77	-0,72	0,06	0,02	-0,67	-0,65	1,86	-0,35	1,51
ALU	0,94	2,50	3,43	0,85	1,55	2,40	1,21	4,80	6,02
JUR	3,12	0,26	3,38	2,38	0,82	3,19	3,66	-0,05	3,61
TPO	0,18	13,30	13,48	0,04	14,53	14,57	0,72	10,53	11,25
Sub-total	7,70	34,66	42,36	2,42	33,75	36,17	19,54	36,25	55,79
Total									
	55,03	44,97	100,00	66,15	33,85	100,00	31,45	68,55	100,00

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE (2018)