

Diogo Signor

**DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE
DOS 40 ANOS DE DADOS DA PNAD E DE SEUS MICRO E
MACRO DETERMINANTES**

Tese submetida ao Programa de Pós-
Graduação em Economia da
Universidade Federal de Santa
Catarina para a obtenção do Grau de
Doutor em Economia.
Orientador: Prof. Dr. Guilherme Valle
Moura

Florianópolis
2019

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária
da UFSC.

Signor, Diogo

Desigualdade de renda no Brasil : uma análise dos 40 anos de dados da PNAD e de seus micro e macro determinantes / Diogo Signor ; orientador, Guilherme Valle Moura, 2019.
138 p.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Sócio-Econômico, Programa de Pós Graduação em Economia, Florianópolis, 2019.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Desigualdade de renda. 3. Determinantes. 4. Brasil. I. Moura, Guilherme Valle. II. Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

Diogo Signor

**DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE
DOS 40 ANOS DE DADOS DA PNAD E DE SEUS MICRO E
MACRO DETERMINANTES**

Esta Tese foi julgada adequada para obtenção do Título de Doutor e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-Graduação em Economia.

Florianópolis, 29 de março de 2019.

Prof. Jaylson Jair da Silveira, Dr.
Coordenador do Curso

Banca Examinadora:

Prof. Guilherme Valle Moura,
Dr.
Orientador
UFSC/PPGEco

Prof. Francis Carlo Petterini, Dr.
UFSC/PPGEco

Prof.^a Eva Yamila Amanda da
Silva Catela, Dra.
UFSC/PPGEco

Prof.^a Liana Bohn, Dra.
UDESC/ESAG

Prof. Guilherme Diniz Irffi, Dr.
UFC/CAEN

Prof. Michele Romanello, Dr.
UFSC/CNM

Dedico este trabalho à minha mãe,
Lorenir Caverzan. Mulher guerreira
que tenho orgulho de ser filho.

AGRADECIMENTOS

A escrita de uma tese de doutorado é um processo longo e trabalhoso, que só acontece porque existem diversas pessoas que acompanham o autor nessa tarefa. Por isso, gostaria de agradecer as seguintes pessoas e instituições:

Minha mãe, Lorenir, e meu pai, Janir, pelo apoio afetivo e financeiro que sempre me deram;

Meu orientador, Dr. Guilherme V. Moura, e o Professor Dr. Francis C. Petterini, pelas orientações, conselhos e tempo dedicado a mim no decorrer desses quatro anos de doutorado;

Meus coorientadores durante o Programa de Doutorado Sanduíche no Exterior, os professores Dr. Jongsung Kim e Dr. Edinaldo Tebaldi, por terem me aceitado e recepcionado da melhor forma na Bryant University, além de me orientarem na elaboração de um dos capítulos desta tese;

Os(as) professores(as) do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSC, pelos conhecimentos transmitidos ao longo de seis anos de pós-graduação nos programas de mestrado e doutorado;

As professoras Dra. Eva Y. A. S. Catela e Dra. Liana Bohn e os professores Dr. Francis C. Petterini, Dr. Guilherme D. Irffi e Dr. Michele Romanello por terem aceitado participar da banca de defesa;

A secretária do Programa, Evelise Elpo da Silveira, por ter me auxiliado diversas vezes com as questões administrativas da pós, desde o mestrado;

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo auxílio financeiro do início ao fim do doutorado;

Meus amigos e colegas de doutorado, Verônica, Elder, Henrique e Daniele, pelos momentos de conhecimento e descontração compartilhados nesses quatro anos;

Minhas irmãs, Miriane e Maria Helena, meu irmão, João Pedro, minha madrastra, meus avós e demais familiares, pela torcida e apoio afetivo;

Meus amigos Angelo, Cileine, Eric e Susan, pela boa companhia e ajuda recebida durante o período que estive nos EUA, e a Aisha, pelas trocas de informações acadêmicas, conversas e ajudas ao longo dos últimos dois anos;

Meus amigos Diego, Pricila, Adriana, Suellen, Lydiane e demais amigos de longa data de Maravilha e Santa Maria, pela amizade e companheirismo de sempre. E, buscando ser breve, deixo também um agradecimento às demais pessoas que participaram em determinados

momentos de minha vida nesses últimos quatro anos, mas que não foram citadas aqui;

A Deus, que nos momentos de incerteza e espera, acreditar na sua existência me trouxe conforto.

Enfim, de uma forma ou de outra, todos os citados acima contribuíram para a conclusão deste trabalho. Obrigado.

RESUMO

Em meio à onda crescente de estudos internacionais sobre desigualdade de renda, o quadro histórico e a tendência recente dos indicadores de desigualdade de renda no Brasil têm chamado a atenção de pesquisadores. Este trabalho busca contribuir com essa discussão, sobre a distribuição e desigualdade de renda no Brasil. A partir da análise dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), analisa-se evolução dos indicadores de desigualdade e distribuição de renda no Brasil no período 1976-2015; identifica-se através de um modelo microeconômico (*system-GMM*) o grau de persistência da desigualdade de renda entre os estados brasileiros e as variáveis responsáveis pela queda nos indicadores de desigualdade no período 1996-2015; e estima-se, com base num modelo teórico macroeconômico (DSGE), os efeitos de uma variação nas políticas monetária e fiscal tributária sobre o nível de desigualdade de renda no país. Os resultados obtidos indicam que os níveis de desigualdade de renda familiar *per capita* no Brasil permaneceram relativamente estáveis e elevados nos períodos 1976-1986 e 1987-1996, com valores médios para o indicador P90/P10 de 16 e 18,5 respectivamente, e foram declinantes no período seguinte, atingindo o valor de 10,5 para esse mesmo indicador em 2015. Na análise sobre como a renda se distribui por diferentes características da população, observa-se que a região sudeste, a zona urbana, o gênero masculino e as pessoas de cor branca concentram a maior parcela da renda no Brasil. Contudo, há uma tendência recente favorável aos grupos historicamente menos favorecidos, com aumento da renda total nas regiões mais pobres do país, na zona rural, entre a população feminina e entre pessoas de cor negra, o que contribui para explicar a queda nos indicadores de desigualdade a partir de 1997. Quanto aos determinantes da desigualdade de renda no Brasil, considerando-se a análise para suas unidades da federação e o período 1996-2015, estima-se que a busca por maior equalização salarial entre pessoas de diferentes grupos raciais, a redução das disparidades educacionais entre as pessoas, a promoção de empregos formais e as políticas de transferência de renda aos mais pobres estão entre as variáveis discutidas pela literatura como capazes de reduzir os índices de desigualdade. Porém, o efeito dessas variáveis é limitado, uma vez que mais da metade (cerca de 55%) da desigualdade de renda corrente é explicada pela desigualdade do ano anterior. Observa-se que alterações nas políticas monetária e fiscal tributária modificam a distribuição de renda na economia brasileira. Choques temporários positivos nos tributos que incidem sobre o consumo, rendas do trabalho e do capital são capazes

de reduzir a desigualdade de renda, mas com custos sobre o produto. Dentre os três, elevar os tributos que incidem sobre a renda do capital se mostrou como a melhor opção em termos de redução da desigualdade com menores danos à economia como um todo. Quanto ao efeito da política monetária, estima-se que um choque monetário contracionista eleve a desigualdade de renda na economia. Porém, um choque monetário temporário apresenta impactos sobre o produto e outras variáveis econômicas inferiores aos resultantes de alterações na política fiscal tributária.

Palavras-chave: Desigualdade de renda. Determinantes. Brasil.

ABSTRACT

In the midst of the growing wave of international studies on income inequality, the historical framework and the recent trend of income inequality indicators in Brazil have attracted the attention of researchers. This thesis aims to contribute to this discussion, specially about income distribution and inequality in Brazil. Using the Brazilian household sample survey (PNAD), we analyze the evolution of income inequality indicators and the income distribution in Brazil in the 1976-2015 period; we identify the degree of persistence of income inequality across Brazilian states and, using a microeconomic model (system-GMM), the variables responsible for the decline in the income inequality indicators in the 1996-2015 period; finally, we estimate, based on a theoretical macroeconomic model (DSGE), the effects of a variation in the monetary and fiscal tax policies on the level of income inequality. The results indicate that the levels of per capita income inequality in Brazil remained high in the periods from 1976 to 1986 and from 1987 to 1996, with mean values for the P90/P10 indicator for each period of 16 and 18.5 respectively. From 1997 onwards, the same indicator presented a decreasing trend, reaching its lowest value of 10.5 in 2015. In the analysis of how income is distributed by different population groups in Brazil, we observe that income is more concentrated in the Southeast region, in the urban zone, among males and white people. It is possible to notice, however, a recent trend that is benefiting historically disadvantaged groups, increasing the share of total income in the poorest regions of the country, in the rural area, among females and people with color, which helps to explain the decline in the inequality since 1997. Regarding the determinants of income inequality in Brazil, considering the analysis across its states, we estimate that the better wage equalization between people of different racial groups, the reduction of educational disparities between people, promotion of formal employment and income transfer policies to the poor are among the variables capable of reducing income inequality indexes, as discussed in the literature. However, the effect of these variables is limited, since almost 55% of the current income inequality is explained by the inequality of the previous year. We also observe that shocks in the monetary and fiscal tax policies change the income distribution in the Brazilian economy. Positive temporary shocks in taxes that affect consumption, capital and labor income can reduce income inequality, at the costs of lowering the output. Among those three taxes analyzed, raising taxes on capital income has proven to be the best option in terms of reducing inequality with less damage to the

economy. About the effect of monetary policy, we estimate that a contractionary monetary shock increases income inequality in the economy. A temporary monetary shock, however, has impacts on output and other economic variables lower than those resulting from changes in fiscal tax policy.

Keywords: Income inequality. Determinants. Brazil.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Índice de Gini e Relação P90/P10 da desigualdade de renda familiar <i>per capita</i> no Brasil (1976-2015).....	36
Figura 2: Evolução da renda concentrada pelos estratos inferiores, intermediários e superiores da distribuição de renda <i>per capita</i> familiar no Brasil (1997-2015).	37
Figura 3: Distribuição da renda total por região geográfica do Brasil.	41
Figura 4: Relação entre a renda média da região geográfica do Brasil e a renda média nacional.....	42
Figura 5: Distribuição da renda total e relação da renda média entre zona urbana e rural no Brasil.	44
Figura 6: Distribuição da renda e relação da renda média entre os gêneros no Brasil.	46
Figura 7: Distribuição da renda e renda média por cor da pele (raça) no Brasil.	47
Figura 8: Distribuição da renda total e proporção da renda média por grupos de idade.	50
Figura 9: Distribuição da renda por anos de estudo da população no Brasil.	52
Figura 10: Razão entre a renda pessoal média por anos de estudo e a renda pessoal média total no Brasil.....	53
Figura 11: Distribuição da renda entre pessoas empregados por mercado de trabalho – formal privado, formal público e informal.	55
Figura 12: Relação entre a renda pessoal média por mercado de trabalho e a renda pessoal média total no Brasil.	56
Figura 13: Índice de Gini da renda familiar <i>per capita</i> para as cinco regiões brasileiras 1996-2015.....	62
Figura 14: Representação da economia estruturada no modelo, com famílias, firmas e governo atuando numa economia fechada.*.....	82
Figura 15: Funções impulso-resposta de um aumento temporário nos tributos sobre o consumo.....	99
Figura 16: Funções impulso-resposta de um aumento temporário nos tributos sobre a renda do trabalho.	102
Figura 17: Funções impulso-resposta de um aumento temporário nos tributos sobre a renda do capital.....	104
Figura 18: Funções impulso-resposta de um choque monetário contracionista temporário.....	107

Figura A.1: Índice de Gini para diferentes grupos de características da população no Brasil.....	133
Figura B.1: Desigualdade de renda na região Norte, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior)	134
Figura B.2: Desigualdade de renda na região Nordeste, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior)	134
Figura B.3: Desigualdade de renda na região Sudeste, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior)	135
Figura B.4: Desigualdade de renda na região Sul, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior)	135
Figura B.5: Desigualdade de renda na região Centro-Oeste, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior)	135

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Relação P90/P10 da renda familiar <i>per capita</i> no Brasil (1976-2015).	28
Tabela 2: <i>Shares</i> dos décimos da distribuição de renda familiar <i>per capita</i> no Brasil (1976-2015).	29
Tabela 3: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo.	64
Tabela 4: Resultados para os estados brasileiros sem a região Norte (exceto estado do TO). Variável dependente: Índice de Gini. Período: 1996-2015. Número de grupos: 21.....	69
Tabela 5: Resultados para os estados brasileiros. Variável dependente: Índice de Gini. Período: 2004–2015. Número de grupos: 27.....	72
Tabela 6: Modelo 1 estimado através da abordagem de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Efeitos Fixos (EF). Variável dependente: Índice de Gini. Períodos: 1996-2015 e 2004-2015.....	74
Tabela 7: Calibração dos parâmetros utilizados no modelo.	94
Tabela 8: Valores das variáveis no Estado Estacionário (EE).*	97
Tabela A.1: Variação anual nos <i>Shares</i> dos décimos da distribuição de renda familiar <i>per capita</i> no Brasil (1977-2015)	131
Tabela A.2: População com renda maior que zero por característica no Brasil (%)	132
Tabela A.1: Variação anual do PIB real no Brasil (1970-2015)	136
Tabela A.2: Inflação no Brasil – IGP-DI (1970-2015)	136
Tabela A.3: Média anual do salário mínimo real* no Brasil, em R\$ (1971-2015)	137
Tabela A.4: Número de famílias beneficiadas pelo Programa Bolsa Família e BPC no Brasil (1996-2015)	138

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BPC	Benefício de Prestação Continuada
BF	Bolsa Família
CODACE	Comitê de Datação de Ciclos Econômicos
DSGE	<i>Dynamic Stochastic General Equilibrium</i>
GMM	<i>Generalized Method of Moments</i>
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IRPF	Imposto de Renda da Pessoa Física
MDS	Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome
<i>R</i>	Famílias Ricardianas
<i>NRT</i>	Famílias Não-Ricardianas com renda de Transferências
<i>NRW</i>	Famílias Não-Ricardianas com renda do Trabalho
PIB	Produto Interno Bruto
PME	Pesquisa Mensal do Emprego
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
PND	Plano Nacional de Desenvolvimento
VAB	Valor Adicionado Bruto

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	17
2	DISTRIBUIÇÃO E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL A PARTIR DA DÉCADA DE 1970: DISCUSSÃO E ANÁLISE DOS DADOS	21
2.1	METODOLOGIA E DADOS	22
2.2	A DESIGUALDADE DE RENDA FAMILIAR <i>PER CAPITA</i> NO BRASIL (1976-2015)	25
2.3	DISTRIBUIÇÃO DA RENDA INDIVIDUAL POR CARACTERÍSTICA DA POPULAÇÃO	39
2.3.1	Aspectos geográficos da distribuição de renda	40
2.3.2	Aspectos individuais da distribuição de renda	45
2.3.3	Aspectos educacionais da distribuição de renda	51
2.3.4	Aspectos do mercado de trabalho da distribuição de renda	54
2.4	CONCLUSÃO DO CAPÍTULO	57
3	OS DETERMINANTES DA QUEDA NA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL E SUA PERSISTÊNCIA NO TEMPO (1996-2015)	61
3.1	METODOLOGIA E DADOS	63
3.1.1	O estimador <i>system-GMM</i>	66
3.2	RESULTADOS OBTIDOS	68
3.3	CONCLUSÃO DO CAPÍTULO	76
4	O EFEITO DAS POLÍTICAS FISCAL TRIBUTÁRIA E MONETÁRIA SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE UTILIZANDO UM MODELO DSGE	77
4.1	INTRODUÇÃO	77
4.2	A ABORDAGEM DSGE E O MODELO UTILIZADO	79
4.3	O MODELO	82
4.3.1	Famílias	83
4.3.1.1	Famílias não-ricardianas (<i>NR</i>)	84
4.3.1.1.1	<i>Famílias não-ricardianas que recebem transferências do governo NRT</i>	84
4.3.1.1.2	<i>Famílias não-ricardianas que participam do mercado de trabalho NRW</i>	84
4.3.1.2	Famílias ricardianas (<i>R</i>)	85

4.3.1.3	Desigualdade.....	87
4.3.2	Firmas	88
4.3.3	Governo	91
4.3.4	Calibração e estimação do modelo	92
4.4	ANÁLISE DOS RESULTADOS	97
4.4.1	Efeito redistributivo de um choque positivo no tributo sobre o consumo	98
4.4.2	Efeito redistributivo de um choque positivo no tributo sobre a renda do trabalho	100
4.4.3	Efeito redistributivo de um choque positivo no tributo sobre a renda do capital.....	103
4.4.4	Efeito redistributivo de um choque contracionista na política monetária	105
4.5	CONCLUSÃO DO CAPÍTULO.....	108
5	CONCLUSÕES.....	111
	REFERÊNCIAS.....	114
	APÊNDICE A – Apêndice do Capítulo 2.....	131
	APÊNDICE B – Apêndice do Capítulo 3.....	134
	ANEXO A – Anexo do Capítulo 1	136

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda é uma questão controversa, que envolve diferentes visões sob suas causas, efeitos e possíveis soluções. Ela está no centro dos conflitos políticos, conforme destaca Piketty (2014), opondo tradicionalmente, de um lado, liberais de direita, que defendem que só as forças de mercado são capazes de, no longo prazo, melhorar a renda e as condições de vida da população, em especial dos mais desfavorecidos. E, de outro lado, os ideais de esquerda, de cunho socialista, que veem nas lutas sociais e políticas a principal forma de reduzir a miséria gerada pelo sistema capitalista.

A análise da desigualdade de renda fornece um retrato sobre como estão sendo repartidos os recursos financeiros de determinada região entre seus habitantes. Com base nela, é possível perceber se a população em análise é mais ou menos igualitária e fazer associações com os quadros sociais e econômicos presentes. Um elevado nível de concentração de renda, por exemplo, reflete a tendência de uma sociedade com diferenças de oportunidades e imobilidade de classes, cujas famílias situadas na parte inferior da distribuição possuem dificuldades para suprir suas necessidades e realizarem seus desejos.

Níveis elevados de desigualdade de renda podem ter efeitos sobre a estabilidade macroeconômica, estando associados a menores taxas de crescimento econômico nos países (PEROTTI, 1996; DEININGER; SQUIRE, 1997). Especula-se também que sejam capazes de gerar instabilidades sociais e financeiras, ocasionando redução de investimentos (ALESINA; PEROTTI, 1996) e dificultar para os governos as tomadas de decisões impopulares, mesmo que necessárias, tais como elevar taxas de juros ou cortar gastos públicos para evitar crises orçamentárias (BERG; OSTRY, 2011).

A disponibilidade atual de séries temporais extensas permitiu identificar novas tendências para os índices de desigualdade de renda, os quais, após um longo período de queda, passaram a aumentar em diversas regiões do planeta (ALVAREDO et al., 2018). Essa observação reacendeu o debate sobre o tema no século XXI, quando diversos pesquisadores voltaram seus estudos às causas e consequências desse aumento na concentração de renda entre e intra-países.

O caso brasileiro é digno de ser analisado quando se trata de desigualdade de renda, por dois motivos em especial. Primeiro, por seu quadro histórico e atual de elevados índices de desigualdade, o qual apresenta valores superiores aos observados em outros países com nível equivalente de desenvolvimento, colocando o Brasil numa situação de

outlier neste quesito na comparação internacional (ELBERS et al., 2004). Além disso, o Brasil é o terceiro país com maior nível de desigualdade de renda entre os países da América Latina, sendo menos desigual apenas que Colômbia e Honduras (WORLD BANK, 2016). Segundo, a desigualdade de renda no Brasil tem diminuído de forma expressiva ao longo das últimas duas décadas, com notável redução no início dos anos 2000 e de forma mais branda recentemente (BARBOSA, 2016).

O que os dados disponíveis mostram sobre a evolução da distribuição e desigualdade de renda no Brasil e quais fatores contribuíram, ou podem contribuir, para a promoção de maior igualdade de renda entre as famílias são as questões que instigaram a execução deste trabalho. As sociedades que têm a igualdade como um valor social devem estar atentas para os elementos que possam proporcionar uma melhor distribuição da renda e riquezas entre as pessoas. Nesse sentido, este trabalho tem como objetivo geral analisar a desigualdade de renda no Brasil sob aspectos micro e macroeconômicos.

Mais especificamente, este trabalho pretende: i) apresentar e discutir a evolução dos indicadores de desigualdade de renda no Brasil no período 1976-2015; ii) apresentar as transformações que ocorreram ao longo das últimas cinco décadas na distribuição da renda no país sob diferentes características da população, tais como regionais, individuais, educacionais e do trabalho; iii) identificar, através de um modelo microeconométrico, o grau de persistência da desigualdade de renda entre os estados brasileiros e as variáveis responsáveis pela queda nos indicadores de desigualdade no período recente; e, iv) estimar, com base num modelo macroeconômico, os efeitos de uma variação nas políticas monetária e fiscal tributária sobre o nível de desigualdade de renda no país.

O Art. 3º da Constituição da República Federativa do Brasil de 1988 tem como um dos objetivos fundamentais “reduzir as desigualdades sociais e regionais” (BRASIL, 2010, p. 13). Logo, é necessário discutir a desigualdade de renda no Brasil, seja pelos seus princípios constitucionais, seja pelo seu quadro histórico de desigualdade. Busca-se aqui contribuir com essa discussão, ao fazer uma análise de longo prazo da desigualdade de renda no Brasil, com a identificação de seus determinantes no período recente e os efeitos teóricos de políticas tomadas pelo governo, como a monetária e a fiscal tributária, que são pouco exploradas na literatura.

Este trabalho contribui com a discussão ao mostrar a análise de longo prazo da desigualdade de renda utilizando métricas alternativas, de forma agregada, e de forma desagregada por diferentes características da

população. Ele destaca, dentre outras variáveis, a contribuição de políticas assistencialistas para reduzir a desigualdade, com a utilização de uma metodologia pouco utilizada para este tipo de análise, e inova ao utilizar um modelo que leva em conta três tipos de famílias heterogêneas para avaliar o impacto de políticas monetária e fiscal tributária sobre a distribuição de renda.

Espera-se que, com base na literatura analisada, a distribuição de renda entre as famílias tenha caminhado para uma maior equalização nas últimas cinco décadas, decorrente da redução da segmentação e discriminação no mercado de trabalho, maior homogeneização da educação entre a população e da implantação de políticas sociais, sobretudo de transferência de renda aos pobres (BARROS; MENDONÇA, 1995; BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; FERREIRA et al., 2006; RAMOS, 2015). Também se espera que a política monetária e a política fiscal tributária apresentem efeitos sobre os níveis atuais de desigualdade de renda, em especial quanto à tributação sobre a renda do capital, por estar diretamente ligada à remuneração recebida pelas classes de renda mais elevadas (PIKETTY, 2014).

Esta tese divide-se em cinco capítulos, contando com esta introdução. No Capítulo 2, a partir de um esforço de extração e organização de quase quarenta anos de dados provenientes da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD), é apresentada e discutida a evolução da desigualdade de renda no Brasil de 1976 a 2015. O capítulo também apresenta a evolução da distribuição de renda no Brasil por diferentes características da população, através de estatísticas descritivas. Dessa análise infere-se que, apesar de a renda no Brasil estar concentrada em alguns grupos da sociedade, como entre pessoas do sexo masculino, pessoas de cor branca, no mercado de trabalho formal, na região Sudeste e na zona urbana, a sua distribuição aparenta estar melhorando em prol das minorias, regiões historicamente menos favorecidas e se transformando ao longo dos anos no que diz respeito à idade e aos anos de estudo das pessoas.

No Capítulo 3, estima-se o grau de persistência da desigualdade de renda e as variáveis que podem ter contribuído para a redução da desigualdade entre os estados brasileiros no período 1996-2015. Para isso, utiliza-se um painel de dados criado principalmente a partir dos dados da PNAD e a abordagem *system-GMM*. Os resultados apontam que mais da metade da desigualdade de renda presente nos estados brasileiros (cerca de 55%) é explicada pela desigualdade passada. Além disso, verifica-se que variáveis como os programas assistencialistas de transferência de renda, redução da relação entre os salários pagos em função da etnia da

pessoa (cor da pele) e o crescimento do mercado formal de trabalho apresentaram efeitos significativos para reduzir a desigualdade de renda no período.

No Capítulo 4, com o uso de um modelo DSGE, estima-se o efeito das políticas monetária e fiscal tributária sobre a desigualdade de renda numa economia semelhante à brasileira. As funções impulso-resposta indicam que um aumento nos tributos sobre o consumo, renda do trabalho e renda do capital são capazes de reduzir a desigualdade de renda na sociedade. No entanto, a forma como se dá essa redução em termos de efeitos redistributivos e sobre as demais variáveis da economia, como o produto, varia de tributo para tributo. Já o efeito de um choque monetário contracionista apresenta resultados negativos para a distribuição de renda, elevando a desigualdade. Por fim, o Capítulo 5 apresenta as conclusões gerais.

2 DISTRIBUIÇÃO E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL A PARTIR DA DÉCADA DE 1970: DISCUSSÃO E ANÁLISE DOS DADOS

Lovell (2000) destaca que o Brasil, na década de 1960, era um país essencialmente rural, cuja exportação de *commodities* agrícolas era a base da economia. Nas décadas seguintes, a sociedade brasileira passou por grandes transformações estruturais, como nas áreas social, econômica e demográfica. Observaram-se elevados níveis de crescimento econômico, com rápida industrialização, urbanização, migração rural-urbana, aumento do emprego no setor formal e notáveis ganhos na participação das mulheres no mercado de trabalho. Houve significativa expansão de serviços públicos, como água tratada e eletricidade. A população passou a ter maior acesso à educação e cuidados de saúde, a expectativa de vida aumentou para a população como um todo e as taxas de fertilidade caíram.

Em meio às transformações sociais pelas quais o país passou, tem início, nos anos 1970, a discussão sobre a desigualdade de renda no Brasil, quando a segunda edição do Censo permitiu que comparações temporais fossem executadas. Nesse período surgiram os trabalhos de Hoffmann e Duarte (1972), Langoni (1973) e Fishlow (1972), que deram fôlego à discussão no país com visões distintas do diagnóstico do problema. Com os Censos das décadas seguintes e o início de pesquisas domiciliares anuais, novos trabalhos foram surgindo para discutir o tema, acompanhando os diferentes momentos que o Brasil vivenciava.

No entanto, percebe-se uma carência de trabalhos que apresentem informações de longo prazo, de forma direta e diversificada, sobre a desigualdade e distribuição da renda no Brasil. Observa-se na literatura que a maioria dos trabalhos sobre distribuição de renda no país, especialmente os pós anos 1990, buscam discutir as causas da elevada desigualdade de renda, ou de sua queda recente, como um todo, através de modelos estatísticos¹. Quando apresentam o efeito de diferentes características das pessoas sobre sua renda, geralmente trata-se do efeito sobre o valor dos salários recebidos². Além disso, as análises são feitas para períodos específicos, em que a maioria utiliza menos de duas décadas de dados.

¹ Ver, por exemplo, Araújo e Marinho (2015), Ferreira et al. (2006), Ramos e Vieira (2001).

² Coelho e Corseuil (2002) reportam resultados de diversos artigos sobre a relação do salário com diversos determinantes.

Essa observação motivou a elaboração deste capítulo, o qual visa discutir três pontos: i) como evoluíram os indicadores de desigualdade de renda no Brasil no período 1976-2015; ii) quais fatos podem estar associados a essa evolução; e, iii) como a renda se distribui na população e como essa distribuição se modificou ao longo das últimas cinco décadas no Brasil. Para isso, através da análise dos dados disponíveis e a partir de associações feitas com as políticas adotadas pelos governos, a situação econômica do momento e de informações coletadas em outros estudos que fazem referência ao período, são apresentados e discutidos os momentos de elevação e queda nos níveis de desigualdade de renda no Brasil.

Da mesma forma, são apresentadas as transformações que ocorreram na distribuição da renda no país sob diferentes características da população, tais como regionais, individuais, educacionais e do trabalho. Busca-se aqui elaborar uma análise que seja temporal e abrangente, utilizando a periodicidade anual das séries de dados sobre desigualdade de renda no Brasil para identificar padrões ao longo do tempo, uma opção que visa contribuir com o entendimento dos fatores que afetaram a desigualdade de renda no período em tela.

2.1 METODOLOGIA E DADOS

A análise da desigualdade e distribuição de renda no Brasil tem como fonte de dados a série compreendida entre os anos 1976 e 2015 dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Para isso, houve um esforço para extrair e organizar quase quarenta anos de dados, cuja disponibilidade para informações antes dos anos 2000 é dificultada pela necessidade de adquirir mídias digitais (CDs) junto à loja do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além disso, há variações frequentes nas metodologias de coleta (mudanças nos dicionários de pesquisa) que, mesmo que pequenas, tornam o processo de extração dos dados uma tarefa trabalhosa³.

Quanto à PNAD, ela é uma pesquisa autodeclarada executada anualmente⁴ pelo IBGE. A PNAD é conduzida por uma amostra de

³ Agradecimentos ao portal *Data Zoom*, do Departamento de Economia da PUC-Rio, pelos programas de acesso aos microdados do IBGE. Essa ferramenta auxiliou o processo de extração dos dados de 1981 a 2013.

⁴ Exceto nos anos de Censo, que ocorrem a cada dez anos (houve uma exceção em 1990, ocorrendo a pesquisa em 1991). A PNAD também não ocorreu em 1994.

unidades domiciliares, tomada de uma amostra principal, para assegurar a representatividade dos dados para diferentes níveis geográficos. Ela é responsável por coletar informações sobre características demográficas e socioeconômicas da população, dentre elas habitação, rendimento, trabalho, idade, sexo, entre outros.

Executada sempre no último trimestre do ano, a PNAD teve início em 1967, mas obteve seu desenho e periodicidade posta em moldes comparáveis apenas em 1976 (SOUZA, 2012), quando, de fato, seus dados passaram a ser utilizados. De acordo com o IBGE, a PNAD foi extinta em 2015, quando foi substituída pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua)⁵. Logo, esta pesquisa utiliza em sua análise todos os dados disponíveis da PNAD com metodologia passível de encadeamento e análise temporal, o que não acontece com a PNAD e a PNAD Contínua.

No Brasil, grande parte das pesquisas sobre distribuição de renda derivam da PNAD. Sua popularidade reside no fato de permitir a construção de variáveis, a exemplo da renda *per capita* e agrupamento por características da população, que retratam a evolução da distribuição de renda no Brasil ao longo do tempo. Nesse sentido, Ravallion (1992) destaca as pesquisas domiciliares como a fonte mais importante de dados para se fazer comparações de pobreza e distribuição de renda na sociedade.

A área de abrangência da PNAD foi sendo ampliada ao longo dos anos. Até 1979, apenas as regiões Nordeste, Sudeste e Sul e as áreas urbanas das regiões Norte e Centro-Oeste eram abrangidas pela pesquisa. Após 1981, a abrangência aumentou para todo o território nacional com exceção das áreas rurais de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá (DEDECCA, 1998). Essas áreas foram incluídas e a pesquisa passou a ter alcance nacional em 2004.

A literatura defende que existe uma subestimação da renda total declarada pelos indivíduos em pesquisas domiciliares autodeclaradas, sobretudo nos rendimentos referentes aos ganhos com aluguéis, juros, lucros e outras rendas variáveis (RAMOS, 2015; ROCHA, 2003). Da mesma forma, outras rendas não-monetárias tendem a ser subdeclaradas, como o recebimento de cestas básicas ou prêmios por produtividade. O décimo terceiro salário, recebido pelos assalariados do mercado formal,

⁵ A partir de 2015, as pesquisas domiciliares PNAD e PME (Pesquisa Mensal do Emprego) passaram a ser divulgadas, com mudanças relevantes em seus desenhos amostrais, pela PNAD Contínua.

também tende a não ser considerado na renda mensal declarada, embora impacte na renda anual do indivíduo.

Porém, espera-se que haja uma aproximação robusta das rendas do trabalho e previdenciárias declaradas (RAMOS, 2015). De acordo com Souza (2012), por mais que os dados da PNAD não consigam medir de forma robusta os níveis gerais de renda da sociedade, é seguro assumir que são muito úteis para se observar tendências e padrões. Assim, os resultados obtidos através da PNAD devem ser analisados levando esses fatores em conta. Por exemplo, ao assumir que as famílias de renda elevada recebem maiores rendas do capital (aluguéis, lucros e juros) em comparação às de renda baixa, então a desigualdade de renda pode ser, em alguma medida, maior que a estimada pelos dados.

Com base nos dados da PNAD (1976-2015), a renda familiar *per capita* foi estimada a partir da soma das rendas totais dos indivíduos de uma mesma família no domicílio entrevistado (particulares ou coletivos), dividindo-se pelo mesmo número de membros. Nesse caso, excluem-se os moradores do domicílio que não fazem parte da família, como empregados domésticos e seus familiares, pensionistas e hóspedes (essas observações correspondem a menos de 1% da amostra ao longo dos anos). Optou-se pela utilização da renda total por ela compreender todos os rendimentos das pessoas (trabalho, capital e social), o que possibilita incluir um maior número de observações na amostra e fornecer uma visão mais ampla das desigualdades de renda na sociedade.

Famílias com membros cuja renda não foi declarada foram excluídas da amostra (essas observações correspondem, em média, a menos de 2% da amostra ao longo dos anos). Outro problema identificado na base de dados foi a presença de renda familiar igual a zero, enquanto a renda do domicílio da família era positiva⁶. Por via das dúvidas, optou-se por não utilizar essas famílias na estimação, que representam em média cerca de 1% da amostra. O total de observações não utilizadas nas bases ficam, na maioria dos anos, em torno de 4%. Nenhuma renda foi imputada e não se utilizou qualquer mecanismo para alterar as rendas declaradas na base.

A distribuição ordenada dos indivíduos por níveis crescentes de renda familiar *per capita* permite a estimação dos decis da série. Nesse caso, divide-se a população em 10 grupos, sendo cada grupo limitado por um valor de renda de coorte decorrente da divisão – esses dez grupos da população são os chamados decis ou décimos da distribuição. Com esses

⁶ Observou-se isso em residências coletivas e particulares com apenas uma família residente.

valores, estima-se as proporções da renda total pertencentes a cada estrato, levando-se em conta a ponderação amostral de cada observação. Os anos em que a PNAD não foi a campo ficam ausentes na série histórica.

Para analisar o grau de desigualdade de renda familiar *per capita* no Brasil ao longo dos anos, optou-se por utilizar a relação P90/P10 (a relação entre o limite inferior do último e o limite superior do primeiro decil da distribuição) e o índice de Gini⁷. Escolheu-se o índice de Gini por ser um dos mais tradicionais na mensuração da desigualdade de renda e o indicador P90/P10 por ser simples e intuitivo, como destaca Piketty (2014). Além disso, o indicador P90/P10 deixa mais evidente o contraste entre ricos e pobres que outras relações, como a também usual relação P90/P40, o que contribuiu para sua escolha.

Quanto à análise da distribuição de renda no Brasil por diferentes características da população, diferente da análise da desigualdade de renda, esta tem como medida a renda pessoal mensal total declarada, excluindo-se da base de dados todas as pessoas que não possuem renda. Para a análise dos dados, optou-se por utilizar estatísticas descritivas e foram escolhidos cinco anos, de cinco décadas diferentes: 1976, 1986, 1996, 2006 e 2015⁸. Dessa forma, criaram-se gráficos e tabelas para apresentar e analisar a distribuição de renda e a renda média com relação a uma base comum, cabível de comparação temporal. Cabe salientar que cada observação da amostra foi ponderada pelo peso da pessoa, disponibilizada na base de dados da PNAD, para torná-la representativa da população.

2.2 A DESIGUALDADE DE RENDA FAMILIAR *PER CAPITA* NO BRASIL (1976-2015)

Analisando-se brevemente o período anterior à década de 1970, pode-se atribuir grande parte da desigualdade de renda no Brasil às suas características históricas e estruturais. De acordo com Singer (1975), quando o Brasil começa seu processo de industrialização por volta de 1930, os diferentes setores que atuavam na economia já desenhavam quem acumularia renda ou não. O capital excedente era acumulado pelos

⁷ O índice de Gini é um indicador de desigualdade de renda cujo intervalo de medida vai de 0 (menos desigual) a 1 (mais desigual).

⁸ Para a seleção dos anos, partiu-se do primeiro ano com dados disponíveis (1976) e foram escolhidos os demais considerando um espaço de dez anos entre eles, sendo 2015 o último ano da base de dados e da série analisada.

proprietários de terras e apenas a subsistência restava para os demais trabalhadores do campo. Nas cidades havia uma distribuição de renda um pouco menos polarizada, assegurando a existência de uma classe média urbana, numericamente grande.

O desenvolvimento econômico interno e crises externas alteraram a estrutura produtiva, o que fez com que o setor exportador perdesse seu lugar hegemônico para o setor de mercado interno. Contudo, o processo de concentração de capital nessa nova estrutura econômica não foi diferente daquela agrário-exportadora (SINGER, 1975). A divulgação da segunda edição do Censo, em 1970, possibilitou avaliar a real situação da desigualdade de renda no país, colocando a discussão do tema em pauta no Brasil.

Os dados censitários permitiram que comparações temporais fossem executadas e se revelasse como estavam sendo distribuídos os frutos do progresso vivenciado durante a década de 1960. Um dos fatores observados que parecem ter contribuído para o aumento da desigualdade de renda durante a década de 1960 foi a diferença salarial dos operários para os empregados administrativos, observada na indústria (HOFFMANN; DUARTE, 1972).

De acordo com Hoffmann e Duarte (1972), a remuneração de parte dos executivos das empresas era estabelecida por forças sociais, não por questões de oferta e demanda, os quais se beneficiaram do processo de concentração de renda ocorrido. Seguem os autores que se excluir da análise esses empregados administrativos, de 1956 a 1966, os salários reais cresceram bem menos que a produtividade. Somado a isso, a industrialização no pós-guerra teve uma tendência capital-intensiva, reduzindo a absorção de mão-de-obra.

Numa abordagem semelhante à anterior, Bacha (1978) também destaca as desigualdades salariais dos empregados ocupantes de cargos gerenciais em relação aos de produção direta das grandes empresas, implementadas num ambiente de elevada taxa de crescimento econômico e baixa, se não ausente, regulação distributiva no mercado de trabalho. Além disso, a aceleração do processo inflacionário, em curso já no final da década de 50, contribuiu para o crescimento dos salários abaixo do nível de produtividade. Nesse período, os movimentos trabalhistas se esforçavam para manter os salários reais, mas em 1964 a mudança política no país centralizou os reajustamentos salariais, os quais foram concedidos em nível inferior aos da inflação, deteriorando os salários reais. O poder de compra do salário mínimo foi sistematicamente reduzido, pelo menos até 1969, e esse novo cenário só poderia ser concentrador de renda (SINGER, 1975).

O aumento da desigualdade na década de 1960, para Fishlow (1972), tornou evidente o fracasso dos instrumentos monetários e fiscais convencionais aplicados durante o governo de Castelo Branco, ao passo que a inflação real ultrapassou os aumentos programados para os preços, aplicados no emprego da fórmula oficial para o reajuste dos salários. Continua o autor que o que se tinha na época era o restabelecimento de uma ordem econômica voltada para a acumulação de capital privado, visando o crescimento econômico.

Outra análise, de Langoni (1973), vê o aumento da desigualdade na década de 1960 como decorrência das profundas modificações que vieram com o crescimento econômico ocorrido no Brasil naquela década, ligadas às mudanças qualitativas, como nível de educação, idade e sexo da força de trabalho, e alocativas, como setor e região. Langoni (1973) defendia que a aceleração do crescimento leva inevitavelmente a um aumento na concentração de renda, devido ao potencial de exploração de ganhos extras de renda por parte dos investimentos em capital humano e físico que surgem no período. No caso, o diferencial de qualificação profissional seria o principal fator na diferenciação de salários e elevação da desigualdade, sobretudo no meio urbano e na região sudeste do país.

A análise de Langoni (1973), em linha com o argumento de Kuznets (1955)⁹, defendia uma incapacidade de a economia brasileira crescer e ao mesmo tempo distribuir renda. A economia cresceria com concentração de renda em determinado momento e posteriormente ela seria capaz de tornar as rendas mais equalizadas, ao passo que os ganhos extraordinários decorrentes da especialização profissional fossem sendo eliminados com a maior oferta de trabalhadores qualificados. Mas Fishlow (1972) já considerava incorreto defender esse *trade-off* entre crescimento e redistribuição. Para ele, ambos os objetivos eram possíveis de serem alcançados com a melhoria dos recursos humanos potenciais.

Os primeiros anos da década de 1970 seguem a tendência do final da década anterior, com crescimento do produto acima de 10% ao ano até 1973. Os anos seguintes são de crescimentos mais modestos, apesar de

⁹ A análise de Kuznets (1955) defende que os níveis de desigualdade de renda tendem a aumentar nas primeiras fases do processo de desenvolvimento econômico e a decair nas fases posteriores. Esse processo se daria em função da valorização do capital e mão-de-obra qualificada, escassa nos primeiros estágios, e posterior distribuição dos recursos com a elevação da produtividade média, levando a uma desconcentração de renda. Sua análise ficou conhecida como hipótese (ou teoria) do “U” invertido, em função da trajetória percorrida pelos indicadores de desigualdade ao longo do tempo.

1976 ter crescido também cerca de 10% no ano, em meio ao II PND (Plano Nacional de Desenvolvimento)¹⁰. A partir de 1976 se tem disponível a divulgação anual dos dados da PNAD, permitindo análises de curto prazo dos níveis de distribuição de renda no Brasil. Observa-se, na Tabela 1, que a série de desigualdade de renda se inicia com o decil mais rico da população ganhando, pelo menos, 16,5 vezes a mais que o decil mais pobre em 1976, indicando uma elevada desigualdade de renda familiar *per capita* no país.

Tabela 1: Relação P90/P10 da renda familiar *per capita* no Brasil (1976-2015).

Ano	P90/P10	Ano	P90/P10	Ano	P90/P10	Ano	P90/P10
1976	16,50	1986	15,56	1996	18,83	2006	13,56
1977	16,12	1987	17,07	1997	18,00	2007	13,75
1978	16,62	1988	19,38	1998	17,91	2008	12,30
1979	16,03	1989	20,13	1999	17,00	2009	12,53
1980	-	1990	19,10	2000	-	2010	-
1981	15,25	1991	-	2001	17,79	2011	11,25
1982	16,35	1992	17,56	2002	16,19	2012	10,93
1983	16,03	1993	18,00	2003	16,16	2013	11,31
1984	15,00	1994	-	2004	14,75	2014	10,15
1985	16,44	1995	18,03	2005	14,23	2015	10,66
Média (1976-2015) =			15,61	Desvio padrão (76-15) =			2,63
Subperíodo 76-86 =			15,99	Subperíodo 76-86 =			0,55
Subperíodo 87-96 =			18,51	Subperíodo 87-96 =			1,02
Subperíodo 97-15 =			14,03	Subperíodo 97-15 =			2,74

Fonte: Microdados da PNAD - IBGE. Elaboração própria.

De 1976 até 1986 os níveis de distribuição de renda pouco mudaram, apesar de oscilarem levemente de um ano para outro¹¹. Durante esses dez anos, o decil mais rico da população continuou ganhando, pelo menos, de quinze a dezessete vezes a mais que o decil mais pobre. Nesse

¹⁰ Ver Tabela A.1 do Anexo A.

¹¹ Ferreira e Barros (1999) atribuem a oscilação nos índices de desigualdade no decorrer da década de 80 à instabilidade macroeconômica pela qual o Brasil passava.

período, observa-se no cenário político a liderança dos últimos dois governos militares e o início de um governo democrático, que estaria sujeito às pressões políticas e populares da época. No campo econômico ocorria a aceleração inflacionária e queda no crescimento, com valores negativos em 1981 e 1983¹².

A partir da Tabela 2, observa-se que, em 1976, a renda total do decil mais pobre não alcançava 1% da renda total dos brasileiros, crescendo pouco a participação de um grupo para outro até o quinto decil. Assim, a renda acumulada disponível para a metade mais pobre da população brasileira não chegava a 12% do total, enquanto o decil mais rico da população detinha, sozinho, pouco mais da metade da renda total. De 1976 a 1986, o decil mais rico da distribuição foi o que mais perdeu participação, ficando com média de aproximadamente 48% da renda total no período. Perda que foi absorvida pelos decis intermediários, principalmente do terceiro ao sexto.

Tabela 2: *Shares* dos décimos da distribuição de renda familiar *per capita* no Brasil (1976-2015).

Ano	Décimos da distribuição									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1976	0,92	1,61	2,26	3,00	3,95	5,20	6,96	9,73	15,47	50,91
1977	0,85	1,56	2,23	2,98	3,93	5,15	6,84	9,53	15,03	51,90
1978	0,87	1,62	2,30	3,10	4,10	5,37	7,14	9,97	15,83	49,71
1979	0,95	1,76	2,49	3,34	4,39	5,70	7,62	10,66	16,72	46,36
1981	0,95	1,80	2,55	3,44	4,49	5,81	7,68	10,63	16,46	46,19
1982	0,91	1,72	2,45	3,36	4,40	5,74	7,64	10,64	16,54	46,61
1983	0,95	1,74	2,46	3,30	4,31	5,60	7,51	10,56	16,67	46,90
1984	0,99	1,83	2,55	3,40	4,39	5,73	7,60	10,53	16,45	46,54
1985	0,89	1,68	2,41	3,27	4,26	5,61	7,51	10,47	16,42	47,47
1986	0,93	1,75	2,53	3,39	4,42	5,78	7,63	10,47	16,25	46,85
1987	0,81	1,59	2,35	3,22	4,31	5,69	7,59	10,55	16,40	47,49
1988	0,72	1,48	2,20	3,04	4,06	5,42	7,30	10,23	16,35	49,20
1989	0,67	1,37	2,04	2,82	3,78	5,05	6,90	9,91	16,18	51,28
1990	0,75	1,49	2,22	3,05	4,11	5,45	7,37	10,46	16,61	48,48

¹² Dados econômicos no Anexo A, Tabelas A.1 e A.2.

Ano	Décimos da distribuição									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1992	0,65	1,66	2,55	3,56	4,67	6,11	7,98	10,77	16,41	45,64
1993	0,64	1,59	2,41	3,30	4,34	5,70	7,40	10,21	15,92	48,50
1995	0,69	1,59	2,38	3,28	4,38	5,62	7,47	10,44	16,42	47,72
1996	0,62	1,53	2,34	3,25	4,36	5,65	7,58	10,65	16,62	47,41
1997	0,64	1,55	2,34	3,24	4,36	5,62	7,59	10,62	16,55	47,49
1998	0,69	1,59	2,40	3,30	4,38	5,62	7,53	10,46	16,39	47,62
1999	0,73	1,66	2,47	3,37	4,47	5,72	7,57	10,52	16,40	47,10
2001	0,66	1,63	2,47	3,37	4,47	5,83	7,55	10,50	16,28	47,23
2002	0,75	1,72	2,56	3,42	4,52	5,86	7,61	10,48	16,18	46,91
2003	0,73	1,75	2,58	3,53	4,63	6,05	7,74	10,65	16,28	46,05
2004	0,82	1,87	2,73	3,65	4,76	6,17	7,85	10,74	16,21	45,21
2005	0,86	1,92	2,77	3,69	4,81	6,26	7,88	10,67	15,99	45,18
2006	0,87	1,97	2,85	3,79	4,92	6,34	7,92	10,67	16,03	44,64
2007	0,84	2,00	2,91	3,90	5,07	6,55	8,13	10,83	16,05	43,73
2008	0,93	2,10	3,06	4,03	5,19	6,63	8,23	10,92	16,02	42,90
2009	0,92	2,13	3,11	4,10	5,28	6,75	8,28	10,92	15,93	42,58
2011	0,94	2,23	3,24	4,27	5,48	6,91	8,47	11,02	15,75	41,70
2012	0,99	2,29	3,29	4,33	5,53	6,95	8,41	10,98	15,57	41,65
2013	0,92	2,28	3,31	4,37	5,59	6,99	8,47	10,98	15,66	41,43
2014	1,13	2,40	3,42	4,45	5,66	6,98	8,55	11,03	15,61	40,77
2015	1,06	2,38	3,43	4,48	5,69	7,12	8,54	11,06	15,64	40,58
Média (76-15)	0,84	1,79	2,62	3,52	4,61	5,96	7,71	10,56	16,15	46,23
Subper. 76-86	0,92	1,71	2,42	3,26	4,26	5,57	7,41	10,32	16,18	47,94
Subper. 87-96	0,69	1,54	2,31	3,19	4,25	5,59	7,45	10,40	16,37	48,22
Subper. 97-15	0,85	1,97	2,88	3,84	4,99	6,37	8,02	10,77	16,03	44,28
D.p.* (76-15)	0,13	0,27	0,37	0,44	0,51	0,57	0,45	0,35	0,39	2,86

Fonte: Microdados da PNAD - IBGE. Elaboração própria.

* D.p é o desvio padrão calculado para os valores anuais.

Uma variação acentuada nos indicadores de desigualdade ocorre a partir de 1987, quando a renda do decil mais rico passa de aproximadamente dezesseis vezes para mais de vinte vezes a renda do decil mais pobre em 1989, o maior valor observado na série histórica

(Tabela 1). Parte significativa do aumento na concentração de renda pode ter decorrido da situação econômica pela qual o país passava, de aceleração inflacionária e implementação de planos de estabilização fiscal e monetária que não tiveram sucesso. Fatores tidos por Lacerda (1994) como fundamentais nesse processo concentração de renda.

Quanto ao processo inflacionário que ganhava força no período, principalmente a partir de 1983, os choques externos e internos¹³ levaram a aumentos nos preços que rapidamente se propagaram em função da indexação formal e informal da economia. Buscando repassar os aumentos de preços que afetavam os diferentes agentes, houve uma disputa por participação na renda cada vez mais intensa entre diferentes setores, empresas, sindicatos, setor público e privado e entre classes. Como resultado dessa luta, houve no fim uma transferência de renda aos setores política e economicamente mais fortes (PEREIRA; NAKANO, 1984). Dessa disputa, como se pode observar na Tabela 1, a classe de renda mais alta saiu vitoriosa.

Já nos primeiros anos da década de 1980 há o abandono do debate sobre distribuição de renda que se via na década anterior. A instabilidade econômica do período toma para si toda a atenção da sociedade em geral e dos economistas, os quais estavam mais preocupados com combater a crise, controlar a inflação e voltar a crescer do que com qualquer outro assunto no curto prazo (ALVAREZ, 1996). Tem início na segunda metade da década de 1980 a saga dos planos de estabilização econômica e a explosão dos indicadores de inflação na economia brasileira.

Nesse cenário, há indícios de que o processo inflacionário intensifica o processo de concentração de renda, ao passo que a indexação presente na economia e os elevados juros reais, mesmo nas aplicações de curtíssimo prazo, tendem a favorecer os detentores de capital através de receitas inflacionárias e financiando a dívida do governo com aplicações financeiras lastreadas em seus títulos. Na outra ponta, a população mais pobre, devido à falta de acesso ao sistema financeiro ou de conhecimento, tem menos mecanismos de defesa em comparação com a população mais rica e esclarecida, tendo seu rendimento real reduzido (LACERDA, 1994; BONELLI; RAMOS, 1993).

Visando a estabilização da economia brasileira, o primeiro dos planos foi lançado em fevereiro de 1986, sob o mandato do presidente Sarney. O Plano Cruzado, como foi chamado, utilizou de um aumento

¹³ Choques do petróleo (1973 e 1979), elevação das taxas de juros mundiais no início da década de 80 e quebras de safras na agricultura (1983/84) em decorrência de adversidades climáticas (BAER, 2009).

salarial e congelamento de preços para conter a inflação, que beneficiaria os trabalhadores. O aumento por bens de consumo fez o setor industrial aumentar a produção, apesar dos lucros por unidade estarem caindo. No entanto, as distorções causadas no mercado em decorrência do Plano levaram ao seu fracasso, fazendo com que o governo anunciasse um segundo Plano em novembro deste mesmo ano (BAER, 2009).

O segundo Plano tinha como foco o realinhamento de preços, mas ele veio acompanhado da inflação e elevação nos juros que beneficiaram os emprestadores. Como consequência da política econômica do período, ocorreram diversos pedidos de falências por todo o Brasil na primeira metade de 1987 (BAER, 2009). Nesse período, tornou-se comum aplicações de curto prazo em operações *overnight*, cujo rendimento protegia o capital da desvalorização diária decorrente da inflação. Assim, apesar da estagnação econômica que se presenciava, a inflação possibilitou a proteção das rendas via mercado financeiro, cujo acesso tinham as classes de renda mais alta (DEDECCA, 2006).

Outros planos de estabilização¹⁴ sem sucesso foram adotados até o final do mandato do presidente Sarney, em março de 1990. Numa lógica semelhante aos planos anteriores, apesar de buscar não incorrer nos mesmos erros, esses planos também faziam uso de congelamentos de preços e salários, que acabavam distorcendo o mercado e as contas públicas sem conseguir controlar a inflação por muito tempo.

De 1987 a 1989 observa-se uma perda de participação na renda total dos primeiros sete decis, com destaque para o primeiro décimo que teve as maiores variações negativas no período (Tabela A.1, do Apêndice A). Nesse mesmo período, a parcela da renda total pertencente ao decil mais rico da população cresceu, refletindo o aumento da desigualdade mencionada anteriormente. Em 1989, enquanto o decil mais rico detinha aproximadamente 51% da renda total, o mais pobre não alcançava 0,7% e a metade mais pobre da população 10,7%.

Em 1990 observa-se uma inversão nos sinais da variação dos *shares* dos decis, em que todos os nove primeiros conseguem aumentar sua participação na renda total e o décimo decil, o mais rico, reduzir. Apesar da leve queda nos indicadores de desigualdade de renda, os anos de 1990 e 1991 seguiram na busca pela estabilização econômica, agora sob a presidência de Fernando Collor. As medidas adotadas pelo Plano Collor I, discutidas na sequência, podem ter afetado a renda das classes mais altas, que reduziu a distância dos mais pobres.

¹⁴ Para maiores informações sobre os planos econômicos do período, ver, por exemplo, Baer (2009).

O Plano Collor I, por exemplo, congelou por 18 meses 80% de todos os depósitos do *overnight*, contas correntes ou de poupança que excedessem NCz\$ 50 mil (algo equivalente a US\$ 1.300 pelo câmbio da época), recebendo durante o período um retorno equivalente à taxa corrente de inflação mais 6% a.a. Teve início a cobrança de um imposto extraordinário e único sobre operações financeiras (IOF) e foram implementadas medidas disciplinares e novas leis reguladoras sobre as operações financeiras, afim de reduzir significativamente a sonegação fiscal. Além disso, houve a promoção da gradual abertura comercial da economia brasileira em relação à concorrência externa, afetando a rentabilidade dos empresários locais (BAER, 2009).

Outro fator que pode ter contribuído para a queda nos níveis de desigualdade do período foi a reforma financeira que consistiu na eliminação do *overnight* no Plano Collor II, lançado em fevereiro de 1991. O *overnight* foi substituído pelo Fundo de Aplicações Financeiras, com composição controlada pelo governo e com o objetivo de eliminar a memória inflacionária, possibilitando que as expectativas de queda das taxas de inflação pudessem compor a formação de preços atual (BAER, 2009).

De modo geral, ocorreu que de 1987 a 1992 a economia brasileira foi marcada por baixas e negativas taxas de crescimento do produto somado a taxas de inflação na casa de três e quatro dígitos. A queda na desigualdade nos primeiros anos da década de 90, no entanto, não foi digna de festejo. De acordo com Soares (2016), houve nesse período o empobrecimento geral da nação, com perdas maiores para a classe mais alta.

Durante o governo Itamar Franco (1993 e 1994), apesar dos elevados índices de inflação, que ultrapassavam 1.000% ao ano (Ver Tabela A.2, do Anexo A), houve a retomada no crescimento da economia com média de 5% a.a. Em 1994 a PNAD não foi a campo, mas comparando o nível de desigualdade de 1993 com o de 1995, primeiro ano do governo Fernando Henrique, praticamente nada mudou, a renda do decil mais rico permaneceu pelo menos cerca de dezoito vezes maior que a renda do decil mais pobre. As políticas adotadas no Governo Itamar tiveram como foco o controle das contas públicas, com esforços para tornar mais eficiente o recolhimento de impostos e evitar evasões fiscais e a retomada das privatizações (BAER, 2009).

Um novo plano de estabilização foi iniciado em 1993, mas com uma metodologia diferente dos anteriores e de caráter ortodoxo. O Plano começou com uma política de austeridade que gerou cortes de US\$ 6 bilhões nos gastos públicos e aumentos de impostos e, na sequência,

apresentou um novo sistema de indexação que levaria progressivamente a uma nova moeda, lançada em julho de 1994 (BAER, 2009). O Plano Real, como foi chamado, conseguiu controlar a inflação de forma consistente e, de acordo com Baer (2009), parecia também estar resolvendo o problema estrutural da elevada concentração de renda no Brasil, ao passo que os assalariados pertencentes aos grupos de renda mais baixa foram os maiores beneficiados com a repentina estabilidade em seus ganhos reais.

No entanto, o Plano atingiu também outras variáveis econômicas que tendem a afetar a concentração de renda. De acordo com Dedecca (2006), o processo concentrador de renda decorrente da inflação foi sanado com a estabilização econômica pós Plano Real, porém, segue o autor, a distribuição funcional da renda sofreu alterações significativas com a queda ponderável de empregos formais e a corrosão dos salários, causadas pela racionalização da base produtiva desassociada de políticas industriais e de desenvolvimento. Em comparação com 1993, o salário mínimo real teve queda de quase 20%, atingindo o menor poder de compra dos últimos vinte anos¹⁵.

Um fator importante que permaneceu após o Plano Real foram os elevados juros da economia. Como é a classe mais alta que possui maior capacidade de poupar parte de sua renda (classe superavitária), no papel de emprestadora tende a se beneficiar dessa situação em comparação com a classe de renda mais baixa, geralmente deficitária. Nesse sentido, como são os grupos de renda mais baixa que tendem a comprometer maior parte de suas rendas com compras a crédito, além do aumento do endividamento desse grupo agravado pelas elevadas taxas de juros, há uma transferência de renda dos mais pobres para os mais ricos.

De 1987 a 1996, apesar das oscilações de curto prazo em que se destacou o ano de 1989, houve pouca variação nos *shares* da distribuição de renda familiar *per capita* no Brasil. A variação média no período foi negativa para os quatro primeiros decis da distribuição e positiva para os três últimos, em linha com o aumento da desigualdade no período. Destaque negativo para a renda do decil mais pobre, que teve uma variação média negativa de cerca de 4,5% ao longo do período (Tabela A.1, do Apêndice A).

A Figura 1 é a representação gráfica da Tabela 1 mais a série equivalente do índice de Gini, elaborada para complementar a apresentação dos dados. Analisando-se o período de 1976 até os primeiros anos do governo Fernando Henrique (1995/1996), com base na análise

¹⁵ Ver Tabela A.3 do Anexo A.

P90/P10, pode-se inferir que houve certa estabilidade nos níveis de desigualdade de renda nos períodos 1976-1986 e 1987-1996, estando a desigualdade num nível mais elevado no segundo período em comparação ao primeiro, com valores médios nas casas de 16 e 18,5 respectivamente. A mesma análise não é perceptível quando se analisa o índice de Gini, pois ele é mais sensível aos valores intermediários da distribuição (De MAIO, 2007; ALLISON, 1978), diferente da relação P90/P10, que leva em conta os extremos.

Apesar do momento de aumento nos níveis de concentração de renda nos anos 1987, 1988 e 1989, que colocaram o indicador de desigualdade em outro patamar, defende-se aqui essas estabilidades por atribuir às variações de curto prazo nas variáveis econômicas – como crescimento e inflação – as oscilações temporárias na renda das famílias, cujo resultado é refletido nas declarações dos rendimentos no período da coleta dos dados da PNAD.

É difícil atribuir o aumento ou queda nos níveis de desigualdade de renda a uma ou outra variável econômica ou social em específico, em determinado período. O que se observa é que existe um conjunto de forças em diversas direções que beneficiam de forma desigual ora as classes mais baixas e ora as classes mais altas. Dedecca (2007) defende que a desigualdade de renda no Brasil possui facetas diversas, que para combatê-la é necessário um conjunto de fatores, como crescimento econômico sustentado, aumento da produtividade e da renda *per capita* e uma estratégia complexa de políticas públicas.

Diversos trabalhos (BARROS et al., 2007a; BARROS et al., 2007b; RAMOS, 2015; SOUZA, 2012) atribuem o início da queda na desigualdade de renda no Brasil a meados da década de 1990. Segundo a literatura, as mudanças estruturais que ocorreram nesse período, provavelmente começando com o controle da inflação, alteraram os fatores que sustentavam a concentração de renda no Brasil, transformando a estabilidade em tendência de queda a partir de 1997, como se pode observar na Figura 1. Desse período a 2015, há uma redução no indicador P90/P10 de aproximadamente oito pontos, passando de aproximadamente 18,5 para 10,5 vezes o mínimo em que a renda do decil mais rico é maior que a do decil mais pobre.

Cabe mencionar que os problemas envolvendo a coleta de dados da PNAD, cuja subdeclaração das rendas mais elevadas tendem a mascarar a renda dos indivíduos da ponta superior da distribuição e minimizar os resultados da concentração de renda, induziram pesquisadores a utilizar dados provenientes das Declarações do Imposto de Renda da Pessoa Física (IRPF), como outros trabalhos ao redor do

mundo já fizeram¹⁶. Esses trabalhos (MORGAN, 2017; MEDEIROS; SOUZA; CASTRO, 2015; GOBETTI; ORAIR, 2017; SOUZA; MEDEIROS; CASTRO, 2015) chegaram a resultados que divergem daqueles obtidos através da PNAD, ou seja, de que a desigualdade de renda não caiu nos anos 2000. No entanto, segundo Hoffmann (2016), o rendimento das aplicações financeiras declaradas no IRPF, utilizado nesses trabalhos, pode estar fortemente superestimado, pois não há separação da correção monetária sobre o valor aplicado do que é, de fato, renda.

Figura 1: Índice de Gini e Relação P90/P10 da desigualdade de renda familiar *per capita* no Brasil (1976-2015).



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

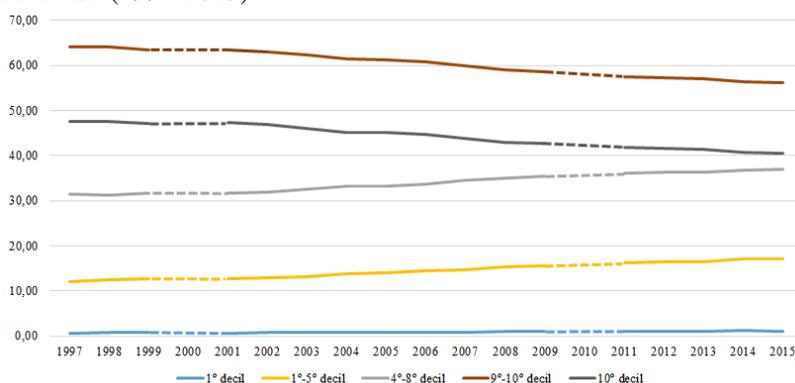
Enquanto em 1996 os decis mais baixos da distribuição ainda sofriam com variações negativas e os mais altos, positivas, em 1997 o quadro muda. A partir desse ano, em que há o início de uma tendência de queda nos níveis de desigualdade, os decis nono e décimo vão perdendo e os estratos inferiores vão elevando suas participações com o passar do tempo, com algumas variações negativas esporádicas (Tabela 2). Em 2014, o primeiro decil passa a concentrar mais de 1% da renda total e a participação do décimo decil cai para próximo de 40%. A Figura 2, abaixo, ilustra essa mudança na concentração de renda no Brasil.

Com base na Figura 2, observa-se a partir de 1997 um efeito centrípeto na distribuição de renda familiar *per capita* no Brasil, assim

¹⁶ Para mais trabalhos, ver: Atkinson e Piketty (2010).

chamado por Palma (2006). Nesse efeito, há uma tendência de queda na parcela da renda detida pelos decis superiores e de aumento na renda dos decis inferiores, levando a uma maior concentração da renda nos estratos intermediários da distribuição, o que reflete uma maior equalização de renda. Cabe salientar que apesar de os extratos inferiores terem elevado sua participação ao longo desses anos, pouco se nota sua evolução em função da baixa representatividade deles no total da renda acumulada.

Figura 2: Evolução da renda concentrada pelos estratos inferiores, intermediários e superiores da distribuição de renda *per capita* familiar no Brasil (1997-2015).



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

No primeiro ano do governo Fernando Henrique, 1995, como já mencionado, a inflação já não corroía o poder de compra dos cidadãos como antes e o governo poderia voltar a dar atenção a outros assuntos além da estabilidade econômica. No campo econômico e social observa-se o início de um período de estabilidade acompanhado por novas, ou pela intensificação, de políticas sociais que passaram a beneficiar as classes de renda mais baixas. A Lei Orgânica da Assistência Social (Loas), aprovada em dezembro de 1993 e plenamente implementada em 1995 (SILVA, 2014), foi uma política de seguridade social não contributiva que colaborou para a promoção dos mínimos sociais aos mais necessitados.

Ramos (2015), Barros e Mendonça (1995), Cacciamali e Camillo (2009), Ferreira et al. (2006) destacam algumas variáveis que podem ter contribuído para a queda recente nos indicadores de desigualdade, tais como as mudanças demográficas pelas quais o país passou nos últimos vinte anos, o aumento do emprego formal e/ou queda da informalidade, a elevação do salário mínimo real, aumento do tempo de estudo dos

trabalhadores, queda na segmentação e na discriminação no mercado de trabalho, o crescimento do emprego em regiões periféricas do Brasil e em setores intensivos em mão de obra, a execução de programas sociais focalizados e outros programas sociais, provenientes da Loas.

Quanto a esses programas, o Benefício de Prestação Continuada é a garantia de um salário-mínimo mensal à pessoa com deficiência e ao idoso com sessenta e cinco anos ou mais cuja família não possua renda mensal *per capita* superior a um quarto do salário-mínimo. Outros programas de transferência de renda foram implementados na segunda metade da década de 90, como o Bolsa Escola, o Bolsa Alimentação, o Auxílio Gás e o Cartão Alimentação, e posteriormente unidos e ampliados se tornando o Programa Bolsa Família em 2003 (SILVA, 2014), no governo Lula, cuja cobertura passou de 6,5 milhões de famílias para algo entre 13 e 14 milhões a partir de 2011.¹⁷

Esses programas sociais elevaram a renda das famílias mais pobres, o que tende a diminuir a distância das famílias com renda mais alta, e proporcionaram acompanhamento social – como os de saúde, educação, acesso ao mercado de trabalho e erradicação do trabalho infantil¹⁸ –, rompendo com algumas das características que reproduzem a pobreza, possibilitando-as um futuro melhor, com mudanças definitivas em suas rendas. Essa melhora no quadro social, somado ao crescimento da economia e do emprego, a partir dos anos 2000, podem ter contribuído para o resultado observado na queda da desigualdade.

Nesse período, Dedecca (2006) destaca também a influência da valorização do salário mínimo como uma possível razão para a queda da desigualdade. Ganhos reais no salário mínimo tendem a irradiar-se para as remunerações que lhe são próximas, através do mercado de trabalho, da fixação de pisos salariais negociados coletivamente e de reajuste dos benefícios previdenciários e de prestação continuada, remunerações que se concentram ao redor do salário mínimo e são, muitas vezes, a única fonte de renda da família. Conforme a Tabela A.3 (Anexo A), o salário mínimo teve ganhos reais, ano após ano, desde 1995, tendo sua primeira perda real apenas recentemente, em 2015. A próxima seção apresenta como a distribuição de renda por diferentes características da população se modificaram ao longo do tempo.

¹⁷ Maiores informações acerca dos programas de transferência de renda do governo federal, acessar: www.previdencia.gov.br e www.caixa.gov.br.

¹⁸ Com destaque para o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil – Peti.

2.3 DISTRIBUIÇÃO DA RENDA INDIVIDUAL POR CARACTERÍSTICA DA POPULAÇÃO

O nível de desigualdade de renda no Brasil se alterou ao longo do tempo, apresentando tendência de queda a partir da segunda metade dos anos 1990. De acordo com a literatura, as características dos indivíduos e de seu ambiente estão associadas à renda média auferidas por eles. E quanto mais significativas forem as diferenças na renda das pessoas decorrentes desses fatores, maior será a concentração de renda em favor de determinados grupos da sociedade e a desigualdade como um todo.

Se a desigualdade de renda entre as pessoas deriva de diversos fatores, a análise da distribuição de renda por diferentes características da população pode contribuir para entender essa mudança nos indicadores. Como num mosaico, em que as partes são analisadas para que quando unidas formem, ou clarifiquem, o todo. As principais características discutidas na literatura como determinantes da distribuição de renda são as geográficas, que compreende a análise das regiões brasileiras e das zonas urbana e rural; as individuais, que considera a distribuição de renda por gênero, cor da pele e idade; as educacionais, através da distribuição de renda por anos de estudo; e, por mercado de trabalho, o privado formal, público e informal.

A renda total das pessoas é influenciada por todas essas características ao mesmo tempo. Por isso, analisar a distribuição de renda por característica isolada limita a análise quanto aos seus efeitos de impacto. Contudo, observar como a renda se concentra ao longo do tempo, mesmo que dessa forma, permite captar padrões e transformações que estão ocorrendo na sociedade. Assim, esta análise apresenta um *trade-off* entre abrangência e detalhamento. Para tornar o texto mais fluente, tendo em vista o objetivo desta seção, pretende-se analisar de forma sintética os resultados encontrados com base nas razões exploradas pela literatura.

A concentração de renda depende de alguns fatores que acompanham a análise, como o número de pessoas que pertencem a determinada característica e a renda média recebida nela. Espera-se que grupos criados com base em alguma característica tenham maior concentração de renda quanto mais pessoas pertençam a eles ou quanto maior for sua renda média. Por isso, além de apresentar a distribuição da renda por característica selecionada, apresenta-se também a renda média e, no Apêndice A, uma tabela com a proporção de pessoas de cada grupo analisado (Tabela A.2).

Como a renda média dá apenas uma ideia geral dos rendimentos das pessoas de determinado grupo, também é relevante saber qual o grau de concentração de renda dentro dele. Por isso, também é apresentado e discutido a distribuição de renda dentro de cada grupo através do índice de Gini. No entanto, para diminuir o número de gráficos no corpo do texto e tornar a leitura mais fluída, os gráficos desse índice são apresentados também no Apêndice A.

2.3.1 Aspectos geográficos da distribuição de renda

A disparidade de renda existente entre as regiões brasileiras pode ser atribuída a diversos fatores que diferenciam uma região da outra, como os geográficos, históricos, políticos e socioeconômicos (MENEZES-FILHO et al., 2006). Essas diferenças definiram, ao longo do tempo, em cada região as formas de ocupação do território (DINIZ, 2013), os fluxos de migração (CUNHA, 2015), a dinâmica do mercado de trabalho (MANSO; BARRETO; FRANÇA, 2010), e, por sua vez, os rendimentos médios nessas regiões, que exercem influência na concentração da renda regional e sua distribuição interna.

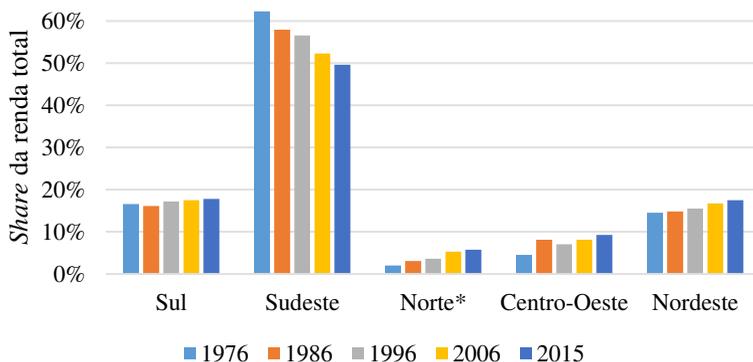
Como se pode observar na Figura 3, a desigualdade na distribuição da renda total no Brasil entre suas regiões geográficas é elevada, apesar de haver uma aparente melhora distributiva ao longo dos anos, que também é defendida pela literatura (OLIVEIRA; SILVEIRA NETO, 2016). A região Sudeste concentra a maior parcela da renda total disponível no Brasil. Com mais de 60% em 1976 e aproximadamente 50% em 2015, o Sudeste é a única região que apresentou queda em seu *share* no período analisado. As demais regiões brasileiras elevaram suas participações na renda total, com maior crescimento observado nas regiões Norte e Centro-Oeste, acompanhando o aumento da população nesses regiões, como observado na Tabela A.2, do Apêndice A.¹⁹

A elevada concentração de renda na região Sudeste pode ser explicada, além da grande população presente nesta região, pela concentração de capital decorrente do processo de industrialização que nela ocorreu, em especial no estado de São Paulo. Processo que deriva, segundo Monteiro Neto (2006), da consolidação do complexo agroexportador da cafeicultura na região desde fins do século XIX. Nesse cenário, de definição em escala nacional de que regiões ficariam com

¹⁹ Cabe salientar, como destacado na Seção 2.1, que a área de abrangência da PNAD foi ampliada ao longo dos anos e que a área rural da região Norte foi excluída da amostra até o ano de 2004.

quais atividades produtivas, que a região Sudeste se destacou como centro do processo de dinamismo da produção econômica nacional.

Figura 3: Distribuição da renda total por região geográfica do Brasil.



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

*A região norte não possui dados para sua área rural até 2004.

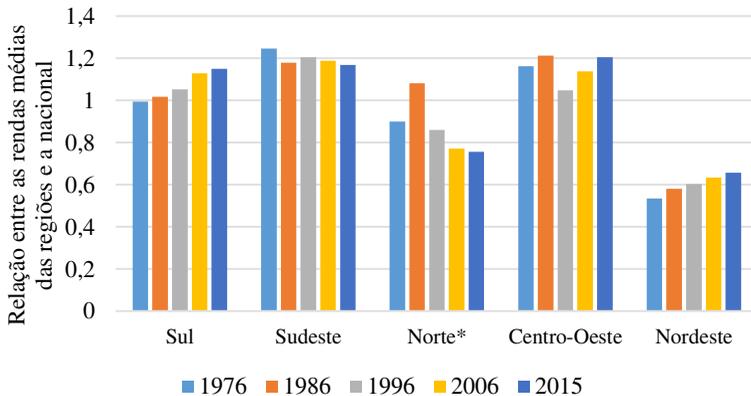
A partir dessa percepção de que algumas regiões ficaram para trás e da elevação de suas disparidades, a partir da década de 1960, o governo brasileiro passou a direcionar os investimentos e promover transferências de recursos das regiões desenvolvidas para as menos desenvolvidas do país (MONTEIRO NETO, 2006), freando o cenário concentrador de renda. O aumento dos investimentos em infraestrutura nesse período permitiu maior integração regional, facilitando a demanda por bens de todo o território nacional, especialmente por parte das indústrias extrativas minerais e da agroindústria (BARROS, 1997). A instalação de empresas estatais nas diferentes regiões do país e a implantação e consolidação de polos e complexos econômicos nas regiões menos desenvolvidas também permitiram que essas economias se integrassem mais intensamente com o restante da economia nacional (GUIMARÃES NETO, 1997).

Chama a atenção o fato de o Nordeste ter concentração de renda, mesmo que próxima, inferior à da região Sul, apesar de sua população ser significativamente superior à sulista (Tabela A.2, Apêndice A). Mas esse resultado é compreendido ao se analisar a renda pessoal média regional como proporção da renda pessoal média nacional. A Figura 4 mostra que as rendas médias das regiões Sul e Nordeste foram crescentes nas décadas analisadas, no entanto, a primeira apresenta valores quase duas vezes

superior à da segunda no período, o que compensa o número inferior de pessoas nessa região e explica sua concentração de renda.

A Figura 4 também indica que as rendas da população das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste receberam, em todos os anos analisados, renda igual ou superior à média nacional. A renda pessoal média da região Nordeste foi sempre inferior à renda média nacional e a da região Norte foi superior apenas em 1986²⁰. De forma geral, ao longo do período analisado, a renda média relativa da região Sudeste manteve-se estável próximo de 1,2, a da região Centro-Oeste oscilou entre 1 e 1,2 e a da região Norte apresentou tendência de queda, fato que carece de maiores informações pela literatura dos motivos. Encontram-se algumas razões do porquê a renda da região norte ser inferior à média nacional, mas não explicando os motivos dessa tendência de queda. Num ambiente de desconcentração de renda regional, espera-se que a renda média esteja se aproximando da média nacional, não o contrário.

Figura 4: Relação entre a renda média da região geográfica do Brasil e a renda média nacional.



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

*A região norte não possui dados para sua área rural até 2004.

Além da disparidade nos níveis de renda *per capita* entre as regiões, ocorre que há uma maior concentração de rendimentos pessoais nas áreas mais pobres, de acordo com Medeiros (2004). Essa afirmação é

²⁰ Não foi encontrado na literatura um motivo que explique essa oscilação. Uma explicação possível recai sobre o efeito da amostra coletada na área urbana da região Norte naquele ano.

confirmada quando se analisa, principalmente, o Nordeste. A Figura A.1(A), do Apêndice A, apresenta o índice de Gini para as regiões do Brasil e indica que o Centro-Oeste e o Nordeste apresentam os maiores índices de desigualdade de renda pessoal do Brasil na maioria dos anos analisados. A Região Norte oscila sua posição, ficando em 2015 como a terceira região mais desigual. O Sul e o Sudeste são, respectivamente, as regiões mais igualitárias. Contudo, os índices calculados apresentam tendência de queda para todas as regiões, indicando que a distribuição de renda intrarregional melhorou ao longo do tempo.

Analisando-se as Figuras 3, 4 e A.1(A), observa-se que a região Centro-Oeste apresenta a segunda menor participação na renda total do país, renda pessoal média superior à média nacional e maior grau de concentração de renda. Esse fato chama a atenção dado que Brasília, a capital administrativa do país, está incluída nessa região e, provavelmente, por concentrar uma grande quantidade de funcionários públicos, que recebem salários cerca de duas vezes maiores que a média nacional (cuja questão será discutida Subseção 2.3.4), acaba elevando a renda média regional e sua desigualdade. O ideal de reduzir as disparidades regionais está em evidência no atual sistema federativo do Brasil (SOUZA, 2005), contudo, o que Rocha (1998) escreveu duas décadas atrás segue atual, de que as diferenças entre as regiões permanecem elevadas.

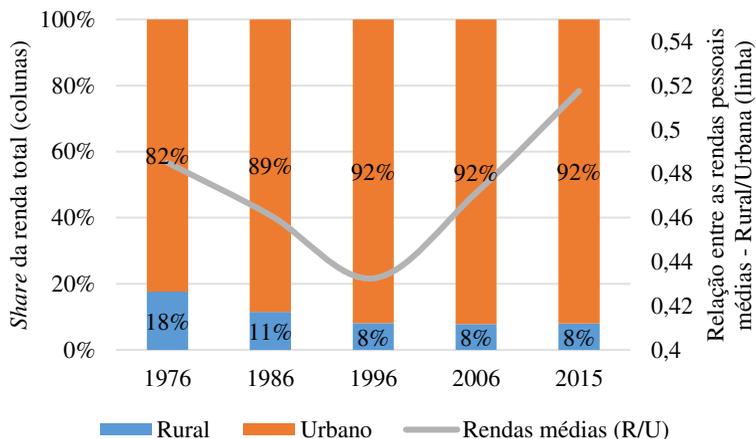
Quanto à distribuição de renda entre as zonas rural e urbana, essa parece estar fortemente relacionada com as transformações populacionais e migratórias que ocorreram na segunda metade do século XX no Brasil. A forte migração de pessoas que saíram do meio rural para morar nas cidades a partir da década de 1960 e a queda intensa na ocupação rural a partir de 1985, provocado por oportunidades de emprego com remunerações maiores e outras vantagens indiretas²¹ proporcionadas nas cidades (ALVES; MARRA, 2009), devem explicar grande parte da mudança na distribuição de renda rural-urbana nas últimas décadas.

De acordo com a Figura 5, a zona urbana aumentou a concentração da renda pessoal até a década de 1990, quando alcançou cerca de 92% da renda total e se manteve estável nas décadas seguintes. Em 1976, a zona rural detinha 18% da renda pessoal total, dez anos depois caiu para 11% e nos anos seguintes, 1996, 2006, 2015, teve sua parcela reduzida e estabilizada em cerca de 8%. Essa estabilidade nos *shares* da distribuição

²¹ Como maior acesso à educação, saúde, segurança no trabalho, financiamento, proteção ao desemprego. Para maiores informações acerca do êxodo rural e urbanização no Brasil, ver Alvez e Marra (2009).

de renda pode estar relacionada com a desaceleração da queda no número de pessoas com renda no campo (Tabela A.2, do Apêndice A) e o aumento relativo da renda média, isto é, apesar de a população rural continuar diminuindo, esse efeito pode ter sido contrabalanceado pelo aumento de sua renda média.

Figura 5: Distribuição da renda total e relação da renda média entre zona urbana e rural no Brasil.



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Observa-se na Figura 5 que na década de 1990 há uma inversão na tendência da relação entre a renda média rural e a urbana, a qual passa a ser crescente. Essa inversão parece estar diretamente ligada aos benefícios sociais que vieram com a Constituição de 1988, que incluíram os produtores rurais no plano de benefícios de previdência social, como aposentadorias e pensões, os quais eram antes excluídos (HELFAND; ROCHA; VINHAIS, 2009). Outro fator que elevou a renda no meio rural, segundo Cunha (2009), foi o aumento mais que proporcional dos rendimentos totais nos domicílios rurais no início dos anos 2000, em que a expansão da área plantada de grãos e o aumento dos preços internacionais podem ter contribuído.

Contudo, a renda média recebida pelos indivíduos na zona rural foi inferior à renda média pessoal recebida na zona urbana em todos os anos analisados. Se a escolaridade está associada com o maior nível de renda (como será discutido na Subseção 2.3.3), essa menor renda na zona rural pode ser associada com o menor nível de escolaridade dos chefes de

família que residem nessa região, que possuem menos da metade dos anos de estudo quando comparado aos da zona urbana em 2005 (CUNHA, 2009). O menor dos valores observados na relação entre as rendas médias rural/urbano girou em torno de 0,43 em 1996 e o maior foi de aproximadamente 0,52 em 2015.

O nível de desigualdade de renda medido pelo índice de Gini, apresentado na Figura A.1(B), é menor na zona rural em todos os anos analisados. Essa é uma característica histórica, que pode ser explicada, em parte, pela menor segmentação presente neste setor (CUNHA, 2009). Diferente dos trabalhadores do setor primário, nos centros urbanos as pessoas estão ocupadas em atividades industriais e de serviços, cuja força de trabalho é mais qualificada e heterogênea (NEY; HOFFMANN, 2009), refletindo em maiores diferenças nas remunerações. Porém, as estatísticas mostram que a desigualdade pessoal de renda caiu em ambas as zonas com o passar das décadas.

2.3.2 Aspectos individuais da distribuição de renda

As características individuais das pessoas são bastante estudadas quanto aos seus efeitos sobre a renda recebida, especialmente a do trabalho²². No que diz respeito à distribuição de renda entre os sexos, de acordo com Lovell (2000), o Brasil possui uma persistente hierarquia de gênero que coloca o homem numa posição mais vantajosa que a mulher em recursos materiais, poder, *status* e autoridade. No entanto, o papel da mulher na sociedade se transformou nas últimas décadas, acompanhando o desenvolvimento econômico e os movimentos feministas (SOUZA; MAIA, 2015). Os dados mostram que, apesar de as mulheres não possuírem a mesma proporção de renda que os homens, essas transformações socioeconômicas que ocorreram no país parecem terem sido favoráveis a elas.

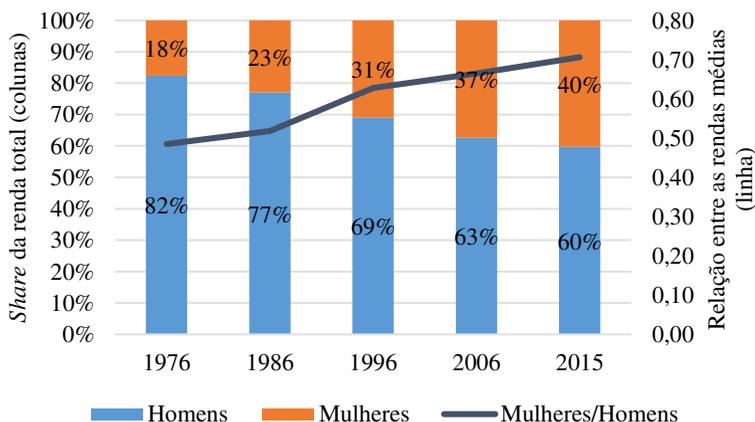
De acordo com a Figura 6, as mulheres detinham apenas 18% da renda pessoal total em 1976. Crescendo década após década, em 2015 a proporção de renda total do sexo feminino já alcançava 40%. Esse resultado pode ser atribuído à crescente participação da mulher no mercado de trabalho nos últimos anos, onde se destaca a maior participação de trabalhadoras mais velhas, casadas e com filhos, em associação a uma maior inserção delas no setor terciário da economia, com melhores cargos (BRUSCHINI; LOMBARDI, 2002). Esse último

²² Ver, por exemplo, Giuberti e Menezes-Filho (2005); Strauss e Thomas (1996); Madalozzo e Martins (2007); Silva (1980); Bacchi et al. (2017).

fato também explica a melhora na relação entre as rendas de homens e mulheres, eixo vertical direito da Figura 6.

Existem questões, como a quantidade de horas trabalhadas e cargos ocupados, não medidos nesta análise, que influenciam na renda recebida. Porém, enquanto a proporção de mulheres em relação ao total da população com renda em 2015 foi de aproximadamente 49%, a renda acumulada por elas foi de apenas 40%. Ou seja, as mulheres precisariam receber cerca de 9% de renda a mais para se ter uma distribuição equitativa entre os gêneros na sociedade. Nesse sentido, a literatura chama a atenção para o fato de que as mulheres possuem escolaridade superior à do homem, mas essa característica não tem sido suficiente para igualar suas rendas, indicando a existência de discriminação por gênero no mercado de trabalho no Brasil (SOUZA, 2011; SOUZA et al., 2015).

Figura 6: Distribuição da renda e relação da renda média entre os gêneros no Brasil.



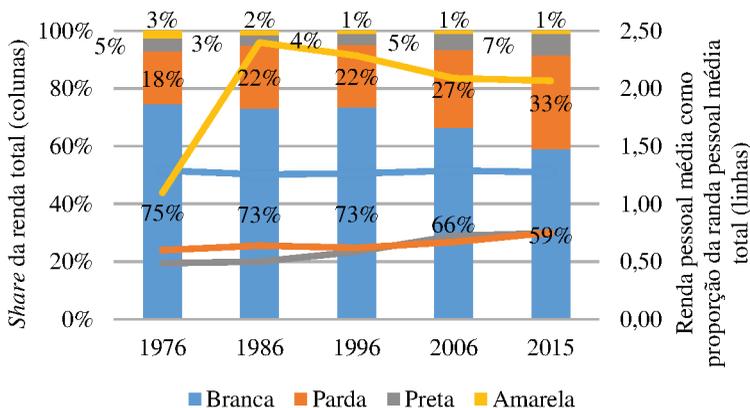
Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Embora a renda média das mulheres esteja longe de alcançar a renda média dos homens, se em 1976 a relação entre a renda pessoal média das mulheres e a dos homens era de pouco mais de 50%, em 2015 essa relação ultrapassou os 70%, com aparente tendência de alta. Quanto à desigualdade de renda dentro de cada grupo, de acordo com a Figura A.1(C), tem-se que ela é maior entre homens que entre as mulheres, apesar de a diferença entre seus níveis de desigualdade terem caído ao longo do tempo e convergido para um patamar muito próximo em 2015.

Assim como as questões de gênero, a desigualdade racial tem ampla gama de estudos que buscam discutir o assunto. O passado socioeconômico do Brasil deixou como legado uma estratificação racial específica, em que, mesmo após eliminadas as barreiras formais que eram impostas à competição dos negros (pretos e pardos) com os brancos, restaram grandes desigualdades de oportunidades, levando os últimos a permanecerem muito à frente do primeiros em termos econômicos (OSÓRIO, 2008). Além disso, boa parte dessa desigualdade não é atribuível a nenhuma medida de merito ou esforço das diferentes raças, mas sim resultado de discriminações passadas e presentes com a população negra (SOARES, 2008b; MATOS; MACHADO, 2006).

Como se pode observar na Figura 7, a distribuição da renda pessoal por raça, ou cor da pele da pessoa (como consta na PNAD), é caracterizada pela maior apropriação pelos brancos, seguido por pardos, pretos e amarelos. Essa distribuição da renda pessoal total está de acordo com a população enquadrada em cada grupo, no entanto, não na mesma proporção. Enquanto os brancos representam cerca de 46% da população com renda em 2015, a soma total da renda desse grupo foi de 59%. Negros e pardos somam juntos cerca de 53% da população com renda, mas possuem apenas 40% da renda acumulada.

Figura 7: Distribuição da renda e renda média por cor da pele (raça) no Brasil.



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

A variação ao longo do tempo na apropriação da renda pelos diferentes grupos parece estar fortemente ligada à proporção de pessoas

pertencentes a cada um deles, que também varia de forma significativa. Mudanças na forma de como as pessoas se identificam são responsáveis por quase toda a variação populacional observada nos dados no Brasil, colocando em segundo plano elementos de cunho demográficos (SOARES, 2008a).²³ Assim, observa-se ao longo das décadas uma redução na renda apropriada pela população branca e amarela e um aumento na renda total da população parda e preta, que se deu, em grande parte, pelo maior autorreconhecimento pelas pessoas como pertencentes a esses grupos. Os brancos detinham 75% da renda pessoal total em 1976, caindo para 59% em 2015. Já os pardos passaram de 18% da renda pessoal total para cerca de 33% no mesmo período.

Quanto à renda pessoal média detida por cada grupo em relação à renda média total, também apresentado na Figura 7, observa-se que a renda dos brancos manteve-se praticamente estável com valor superior à média nacional, entre 1,25 e 1,30 vezes. A renda pessoal média do grupo designado com cor amarela, com menor representação populacional, recebeu mais de duas vezes a renda média nacional nos anos 1986, 1996, 2006 e 2015. A renda média dos grupos de cor parda e preta, com valores próximos entre si, receberam em todos os anos analisados valores inferiores à média nacional, com valor máximo de 75% da média nacional em 2015. Numa análise para a região Sudeste, Bacchi et al. (2017) atribui essa diferença de renda, primordialmente, a fatores produtivos dos indivíduos, decorrentes da escolaridade e experiência no mercado de trabalho.

Apesar de a renda média das pessoas pretas e pardas ser inferior à renda média nacional, esses dois grupos apresentaram crescimento nesse quesito ao longo do tempo. Uma das razões apresentadas pela literatura para esse crescimento reside no avanço da ação do Estado em termos de políticas distributivas e de proteção social, que tem beneficiado esses grupos mais pobres (SOARES, 2008b). Outra razão, observada por Bacchi et al. (2017), foi a redução de diferenças salariais entre brancos e não brancos relacionada com o fator discriminatório. A distribuição de renda intragrupos (Figura A.1(D)) apresenta a ocorrência de uma queda geral no índice de Gini, havendo maior desigualdade nos grupos de maior renda pessoal média, brancos e amarelos.

Outra característica individual analisada é a idade. Ela é um fator relevante para a determinação dos rendimentos, sendo utilizada na

²³ Essa análise está sujeita a mudanças na autoidentificação racial pelas pessoas. Para maiores informações sobre o tema, além de Soares (2008a), ver Theodoro et al. (2008) e Muniz (2010).

estimação da função-salário pela sua relação com o tempo de experiência dos indivíduos. Diversos trabalhos que se baseiam na teoria do capital humano utilizam a idade, ou uma variação dela, como *proxy* de experiência, considerando-a entre os principais fatores na determinação de salários.²⁴ A hipótese do ciclo de vida, de Franco Modigliani (1966), por sua vez, já destacava o caráter hiperbólico da renda das pessoas – crescente durante os anos de vida economicamente ativos, onde haveria maior acúmulo de poupança, e posterior queda nos anos de aposentadoria.

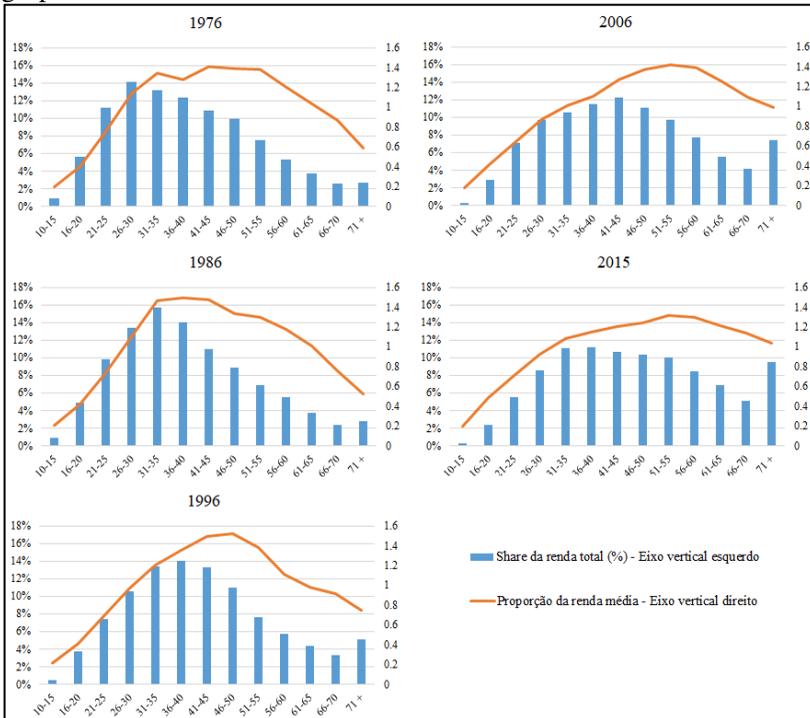
A Figura 8 apresenta a distribuição da renda total e a relação da renda pessoal média por grupo de idade com a renda pessoal média total. Observa-se que os dois fatores analisados se modificaram ao longo do tempo. A distribuição da renda que se concentrava nos grupos de idade de 26 a 30 anos foi passando a se concentrar nos grupos de idade superiores, como o de 31-35 em 1986, 36-40 em 1996, 41-45 em 2006 e tornou-se mais homogênea entre os grupos intermediários (31-55 anos de idade) em 2015. Outra característica é o aumento da concentração de renda pessoal ao longo dos anos na faixa etária de pessoas com 71 anos ou mais de idade.

A distribuição da renda parece estar associada com a mudança na pirâmide etária da população, a qual indica que tem crescido o número de pessoas nas faixas intermediárias e elevadas de idade (Tabela A.2, Apêndice A), e também com o aumento da renda média dos grupos de idade mais avançada. A relação da renda pessoal média por grupo de idade e a renda média total, apresentada na Figura 8, mostra que em 1976 e 1986 os valores máximos concentravam-se nos grupos de idade entre 36 e 45 anos de idade, porém com pouca diferença para os grupos adjacentes. Em 1996 esses valores se concentravam entre os grupos de 41 a 55 anos e em 2006 e 2015 essa concentração passou a ocorrer nos grupos de 51 a 60 anos de idade.

Essa evolução do aumento da renda média nos grupos de idade mais elevada, a partir dos 50 anos, parece estar, primeiro, associada ao aumento da expectativa de vida da população, que passou de aproximadamente 58 anos no início da década de 1970 para 75,5 anos em 2015 (IBGE, 2016). Segundo, uma vez que os indivíduos passaram a viver mais anos, espera-se que atuem por mais tempo no mercado de trabalho, cuja experiência adquirida elevaria sua renda, chegando ao topo mais tarde, ao final de sua vida laboral.

²⁴ Ver, por exemplo, Lam e Levison (1990) e Cavalieri e Fernandes (1998).

Figura 8: Distribuição da renda total e proporção da renda média por grupos de idade.



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Observa-se também um aumento da renda média das pessoas pertencentes ao grupo de idade de 71 anos ou mais, que tendem a ser indivíduos fora do mercado de trabalho e já aposentados. O que pode ter contribuído com esse aumento da renda, sobretudo a partir dos anos 2000, foram os mecanismos de seguridade social que vieram com a Constituição Federal de 1988 e implementados mais tarde, como a aposentadoria rural e o benefício de prestação continuada, em que ambos garantem um salário mínimo para os beneficiários e atingem especialmente a população idosa (CAMARANO; KANSO; FERNANDES, 2013).

De acordo com a teoria do capital humano, o efeito idade está associado também a uma crescente dispersão dos rendimentos à medida que os indivíduos envelhecem (FIRPO; GONZAGA; NARITA, 2003). Esta afirmação pode ser verificada na Figura A.1(E), em que o índice de Gini calculado para cada grupo de idade mostra que a desigualdade de

renda é mais elevada nos grupos de idade entre 50 e 70 anos, para as três primeiras décadas analisadas, e entre o grupo de idade de 50 a 55 anos, para as últimas duas. No entanto, observa-se que, enquanto nos anos de 1976, 1986 e 1996, os maiores níveis de desigualdade residiam principalmente na faixa de idade de 66 a 70 anos, nas duas décadas seguintes o maior nível de desigualdade migrou para a faixa de 51 a 55 anos de idade²⁵. Contudo, de forma geral, observa-se que a desigualdade de renda por grupos de idade caiu ao longo dos anos.

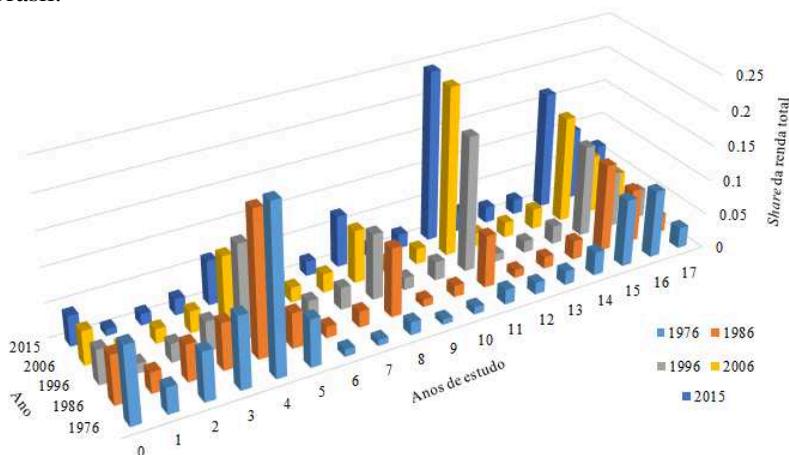
2.3.3 Aspectos educacionais da distribuição de renda

Para Langoni (1973), a educação como o fator mais importante para explicar simultaneamente as diferenças nas rendas individuais e o aumento da concentração no Brasil no período de sua análise. Nesse sentido, a educação estaria positivamente associada com o nível de produtividade e renda dos indivíduos, além de trazer outros benefícios sociais (NEY; HOFFMANN, 2009). Assim como o tempo de experiência, tem-se a educação como outro fator bastante utilizado pela literatura que segue a teoria do capital humano, em que diferentes níveis de educação entre os indivíduos tendem a se refletir em diferentes remunerações. O Brasil é um país com elevados níveis de desigualdade educacional e apresenta elevada sensibilidade dos salários à educação do trabalhador (FREITAS; BARBOSA, 2015).

Analisando-se os dados sobre distribuição da renda por anos de estudo, a Figura 9 mostra que em 1976 a renda pessoal se concentrava principalmente entre as pessoas com quatro anos de estudo, que são, geralmente, aquelas pessoas que estudaram até a quarta série do ensino fundamental. Em 1976, outros picos menores de concentração de renda ocorrem também entre as pessoas com nenhum e entre aqueles com 15 e 16 anos de estudo, que são aquelas que possuem ensino superior.

²⁵ Firpo, Gonzaga e Narita (2003) também encontraram desigualdade de renda crescente até a faixa etária de 50 a 54 anos, considerando a renda de todas as fontes. Os autores associam a queda posterior na desigualdade ao peso que os rendimentos de aposentadorias e pensões passam a ter na renda familiar, subintendendo-se mais homogênea.

Figura 9: Distribuição da renda por anos de estudo da população no Brasil.



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

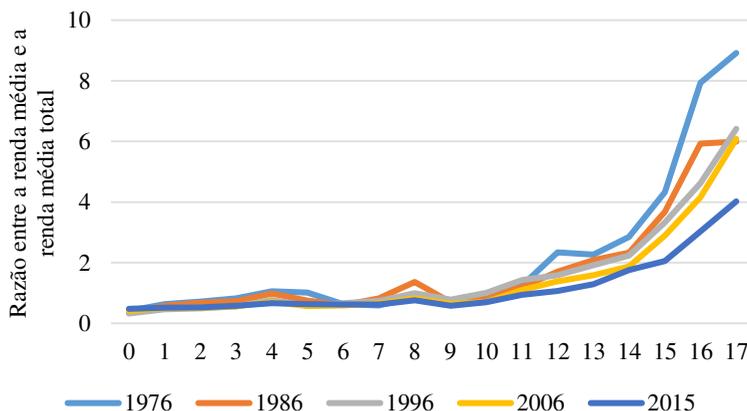
O aumento geral dos anos de estudo da população ao longo das últimas décadas, observada na Tabela A.2 do Apêndice A, fez com que mudasse a concentração de renda no Brasil quanto a essa característica. Como se pode observar na Figura 9, década após década, a distribuição da renda por anos de estudo foi reduzindo sua concentração entre aqueles que possuem apenas quatro anos de estudo e aumentando entre aqueles que possuem onze (o maior nível de concentração) e mais de quinze anos de estudo, ou seja, aqueles que possuem ensino médio e ensino superior completos.

Outro fator que se observa é a maior concentração de pessoas (Tabela A.2) e renda (Figura 9) nos anos de estudos que fecham um ciclo de estudos, como a primeira etapa do ensino fundamental (4 anos), o ensino fundamental como um todo (8 anos), o ensino médio (11 anos) e o ensino superior (15 e 16 anos)²⁶. Logo, percebe-se uma tendência de as pessoas estudarem até concluir determinado ciclo, especialmente nas

²⁶ O ensino fundamental foi reformulado no Brasil, cujo ciclo passou a ter nove anos. Contudo, ele começou a ser implantado em algumas regiões apenas em 2005, formando as primeiras turmas com 9 anos em 2014. Esse efeito parece não ter sido medido de forma significativa pelos dados, por isso a adoção de oito anos como o tempo de estudo do ensino fundamental nesta análise. Para maiores informações, acessar: <http://portal.mec.gov.br/ensino-fundamental-de-nove-anos>.

décadas mais recentes. Essa característica também tem efeitos sobre a renda, conhecido como efeito diploma, em que a conclusão de cada ciclo formal de estudo fornece evidências adicionais de que o indivíduo tem maior potencial produtivo se comparada à conclusão das respectivas séries iniciais e intermediárias (NEY; HOFFMANN, 2009). Esse efeito pode ser observado na Figura 10, principalmente para quatro e oito anos de estudo.

Figura 10: Razão entre a renda pessoal média por anos de estudo e a renda pessoal média total no Brasil.



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

De acordo com a Figura 10, essa transformação educacional que ocorreu no Brasil nas últimas cinco décadas também parece ter promovido uma redução geral na renda pessoal média por ano de estudo dos indivíduos, quando comparada à renda média total. Fato que ocorreu especialmente entre aqueles com mais anos de estudos. Leal e Werlang (1990) atribuíam os retornos pessoais elevados da educação nas décadas de 1970 e 1980, também, à escassez de oferta de indivíduos mais educados. Logo, os retornos da educação não se tratariam apenas dos retornos produtivos desses anos de estudos, mas também de uma questão de mercado. Se pensarmos que a remuneração relativa aos anos a mais de estudo caíram com o passar do tempo, ao mesmo tempo que aumentou a oferta de pessoas com mais anos de estudo, essa afirmação ainda pode ser verdadeira.

O índice de Gini também se modificou ao longo do tempo (Figura A.1(F)). Ele teve sua tendência alterada quando se compara os anos das

décadas mais recentes com os das mais antigas. Nos anos de 1976 e 1986, por exemplo, havia maior desigualdade de renda entre aqueles com menos anos de estudo, como de quatro a oito anos. Já em 2015, os maiores níveis de desigualdade de renda ocorreram entre aqueles que estudaram por mais de quinze anos, ou que possuem o ensino superior. De modo geral, houve queda na desigualdade de renda ao longo do tempo, com exceção das pessoas com 16 anos de estudo ou mais, cuja desigualdade aumentou.

2.3.4 Aspectos do mercado de trabalho da distribuição de renda

Como a renda do trabalho compõe grande parte da renda das pessoas²⁷, atribui-se à desigual estrutura de salários existente na economia grande parte da desigualdade na distribuição de renda do país (PERO, 1992). Os rendimentos do trabalho estão, de acordo com a literatura, associados a diversos aspectos, como qualificação, experiência e produtividade dos trabalhadores, questões mercadológicas, tais como oferta e demanda regional, insalubridade e periculosidade do trabalho, e outros que não estão atrelados a qualquer justificativa teórica, como a discriminação e a segmentação do mercado de trabalho.

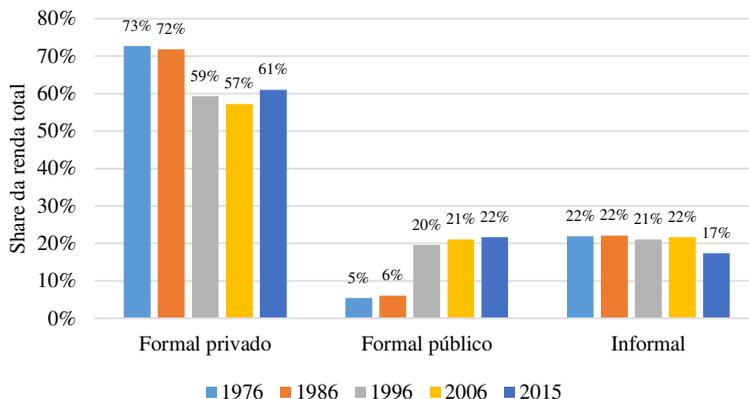
A segmentação do mercado de trabalho está associada à remuneração diferenciada entre trabalhadores com características produtivas semelhantes. Um tipo de segmentação do mercado de trabalho que ocorre no Brasil é entre os setores público e privado, sendo de grande interesse para o estudo da desigualdade uma vez que exprime o papel do Estado como propulsor ou redutor de desigualdades em algumas de suas ações (SOUZA; MEDEIROS, 2013). Outro tipo de segmentação está associado aos mercados formal e informal de trabalho, em que os trabalhadores com carteira assinada tendem a ser melhor remunerados que os que trabalham na informalidade, mesmo controlando por diferenças nos atributos produtivos observáveis (BARROS; REIS; RODRIGUEZ, 1990).

Por mais que este estudo não apresente nenhuma análise de segmentação no mercado de trabalho, apenas comparações de distribuição de renda e remuneração média que não distinguem por diferentes características dos trabalhadores, é possível se ter ideia das distorções existentes entre os diferentes setores. Enquanto a Figura 11 apresenta a distribuição de renda das pessoas empregadas por mercado de trabalho, ou seja, as que trabalham com carteira assinada, são

²⁷ Cerca de 75% em 2015, segundo estimações com base nos dados da PNAD (2015).

funcionários públicos ou que trabalham na informalidade,²⁸ a Figura 12 mostra a relação entre as rendas médias de cada setor em comparação com a renda média nacional.

Figura 11: Distribuição da renda entre pessoas empregados por mercado de trabalho – formal privado, formal público e informal.



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

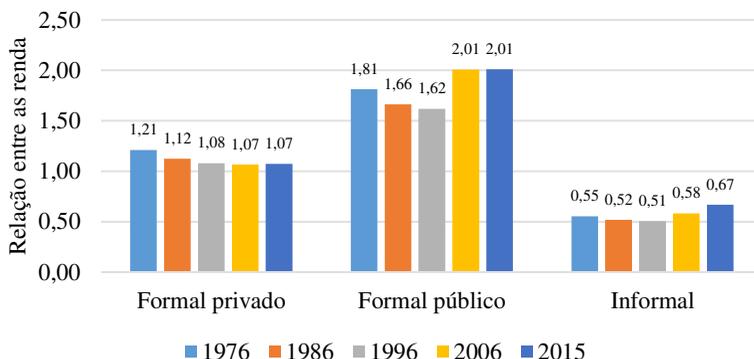
Na Figura 11, observa-se que a maior concentração ocorre no setor formal privado, com máxima de 73% da renda total em 1976 e mínima de 57% em 2006. Durante a década de 1990, há um aumento relativo do número de trabalhadores no setor público e queda no setor privado (Tabela A.2), o que ajuda a explicar essa aparente transferência de renda entre os dois mercados de trabalho.²⁹ Nas últimas três décadas, observa-se que a proporção de renda acumulada pelos mercados de trabalho informal e formal público são semelhantes, próxima da casa dos 20%, havendo maior divergência em 2015 quando há queda no número de trabalhadores no setor informal. No entanto, o número de pessoas trabalhando no setor informal é mais do que o dobro do existente no setor público, o que, como se pode observar na Figura 12, pode ser explicado pela maior remuneração recebida pelos funcionários públicos.

²⁸ Não estão sendo considerados trabalhadores autônomos ou empregadores nesta análise, pois há diferenças na remuneração desses cargos, que muitas vezes se misturam com a renda do capital.

²⁹ Pessoa e Martins (2003) analisam a evolução do emprego público no Brasil e identificam um crescimento desse mercado de trabalho na década de 1980. Ver também Chahad (1990).

Chama a atenção o fato de a concentração de renda pelo setor informal da economia pouco ter mudado ao longo de cinco décadas. Na Tabela A.2 do Apêndice A observa-se uma leve queda na proporção de pessoas que recebem renda do trabalho informal nos anos de 1996 e 2006 e mais acentuada no ano de 2015. Como a renda média das pessoas que trabalham nesse setor aumentou a partir dos anos 2000, isso pode ter contrabalanceado o efeito da queda no número de pessoas e contribuído para manter a concentração de renda relativamente estável ao longo dos anos.

Figura 12: Relação entre a renda pessoal média por mercado de trabalho e a renda pessoal média total no Brasil.



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Tomando-se a renda pessoal média total do trabalho como base, observa-se que a renda pessoal média do trabalho do setor formal privado, com leve queda ao longo dos anos, aproxima-se da renda média nacional. O setor formal público apresenta o maior índice de renda relativa, com cerca de duas vezes a renda média nacional em 2006 e 2015 e valores que variaram de 1,81 e 1,62 nos anos anteriores. Além da maior renda média, os empregados do setor público no Brasil tendem a ter rendimentos superiores aos dos trabalhadores do setor privado mesmo quando se comparam profissionais com características semelhantes (SOUZA; MEDEIROS, 2013). E essa elevada diferenciação salarial dos funcionários públicos tende a ser ainda maior entre aqueles com baixo nível educacional, que trabalham para a União ou no poder judiciário (BELLUZZO; ANUATTI-NETO; PAZELLO, 2005; FOGUEL et al., 2000; VAZ; HOFFMANN, 2007).

A renda pessoal média relativa do setor informal em relação à renda média total caiu até 1996 e cresceu nas décadas seguintes. No entanto, seu valor segue inferior ao valor utilizado como base, cuja proporção foi de 0,67 em 2015, o maior valor dentre os anos analisados. Essa renda média inferior pode ser atribuída ao fato de o setor informal oferecer postos de trabalho que requerem trabalhadores menos qualificados, o que, por sua vez, implica em remunerações menores que no mercado formal (FERNANDES, 1996). Além disso, já se observou na literatura que a renda mais baixa do setor informal deriva também, em algum grau, de aspectos relativos à segmentação do mercado de trabalho (ULYSSEA, 2007).

A desigualdade de renda pessoal estimada, considerando apenas os indivíduos que trabalham nos diferentes mercados de trabalho (Figura A.1(G)), indica que o setor formal privado é o setor mais igualitário em todos os anos analisados. O setor informal foi mais desigual que os demais em 1976 e 1986, perdendo o posto para o setor formal público nas décadas seguintes. Bender e Fernandes (2009), ao analisar a desigualdade salarial entre os setores público e privado na década de 90, perceberam que a desigualdade no setor público não só era maior como era também crescente. Contudo, houve queda geral nos indicadores de desigualdade de todos os grupos de trabalho analisados ao longo das décadas.

2.4 CONCLUSÃO DO CAPÍTULO

Este capítulo buscou elaborar, apresentar e discutir a desigualdade de renda familiar *per capita* no Brasil e a distribuição de renda por diferentes perspectivas, tendo como base as características geográficas, individuais, educacionais e do mercado de trabalho da população nos últimos 40 anos (1976–2015). Através da análise dos microdados da PNAD, os resultados mostram que a desigualdade de renda familiar *per capita* no Brasil é elevada, tendo os níveis de desigualdade permanecido relativamente estáveis nos períodos 1976-1986 e 1987-1996. Se no período 1976-1986 a renda do decil mais rico foi em média 16 vezes maior que a renda do decil mais pobre, no período seguinte, 1987-1996, a desigualdade de renda foi ainda maior, com valores médios na casa 18,5 vezes.

Diversos fatores foram associados aos elevados índices de desigualdade de renda no período 1976-1996, tais como elevadas taxas de inflação, quedas nas taxas de crescimento econômico, elevados juros reais e perdas reais de valor no salário mínimo. Quadro que muda em 1997,

quando se tem início a uma tendência de queda nos indicadores de desigualdade de renda no Brasil. Os decimos nono e décimo passam a perder participação na renda total, enquanto os estratos inferiores vão elevando sua renda ao longo dos anos.

A literatura atribui às mudanças estruturais que ocorreram nesse período o enfraquecimento dos fatores que sustentavam a concentração de renda no Brasil até 1996. Mudanças que provavelmente começaram com o controle da inflação e a estabilização econômica e foram acompanhadas por novas, ou pela intensificação, de políticas sociais que passaram a beneficiar as classes de renda mais baixas. Desse período a 2015, há uma redução no indicador P90/P10 de aproximadamente oito pontos, passando de aproximadamente 18,5 para 10,5 vezes o mínimo em que a renda do decil mais rico é maior que a do decil mais pobre.

Quanto à distribuição de renda no Brasil por diferentes características da população, observa-se que a distribuição de renda no país é desigual ao passo que a proporção de indivíduos pertencentes a determinados grupos não concentra a respectiva proporção da renda nacional. Essa perspectiva da desigualdade tem maior peso para grupos divididos por área geográfica, gênero e cor da pele, e menor para os grupos que levam em conta idade, anos de estudo e mercado de trabalho, pois estes últimos estão diretamente relacionados com aspectos produtivos e de renda média da população.

Em termos proporcionais à população do grupo estudado, observa-se que a região sudeste, a zona urbana, o gênero masculino e as pessoas de cor branca concentram a maior parcela da renda no Brasil, fato relacionado especialmente com a maior renda média que esses grupos apresentam. No entanto, a análise temporal mostra que há uma tendência favorável aos grupos historicamente menos favorecidos, havendo, por exemplo, aumento da renda total nas regiões mais pobres, em especial no Nordeste, na zona rural, entre a população feminina e pessoas de cor negra.

Os resultados mostram que houve uma transformação no padrão da distribuição de renda quando se leva em conta a idade e os anos de estudo das pessoas. Com o passar do tempo, a renda passou a se concentrar principalmente no centro e cauda direita da distribuição. Isso indica que, comparado ao passado, no presente há maior concentração de renda entre aqueles que possuem idade mais elevada e mais anos de estudo. Quanto à distribuição de renda por mercado de trabalho, houve queda na renda acumulada entre as pessoas que trabalham no setor privado e aumento entre os trabalhadores do setor público, reforçando a

ideia de que o Estado, nesse quesito, amplifica as desigualdades de renda na sociedade.

Contudo, é o setor informal da economia que chama mais a atenção. Ao longo do período analisado, a concentração de renda neste setor permaneceu praticamente estável, caindo levemente apenas na década dos anos 2010, o que indica que as políticas laborais adotadas no Brasil, como a legislação trabalhista e tributária, tiveram pouco efeito nas últimas décadas para alterar a estrutura desse mercado. A análise geral da desigualdade de renda intragrupos, medida pelo índice de Gini, indica que houve uma melhora nos indicadores. Esse fato, somado ao quadro geral de melhor distribuição de renda, ajuda a explicar a queda recente da desigualdade de renda total no Brasil, defendida pelos trabalhos que utilizam dados de pesquisas domiciliares em suas análises.

3 OS DETERMINANTES DA QUEDA NA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL E SUA PERSISTÊNCIA NO TEMPO (1996-2015)³⁰

Os resultados encontrados com base em pesquisas domiciliares são claros, como observado na discussão do Capítulo 2, ao identificar que a desigualdade de renda no Brasil vem diminuindo desde a segunda metade dos anos 1990. Analisando-se essa queda de maneira menos agregada, a Figura 13 mostra que a desigualdade de renda familiar *per capita*, medida pelo índice de Gini, tem declinado de forma constante em todas as regiões brasileiras (Norte, Nordeste, Sudeste, Centro-Oeste e Sul) de 1996/1997 a 2015.

A Figura 13 também mostra que as regiões brasileiras apresentam diferentes níveis de desigualdade de renda, e que a ordem de classificação por nível de desigualdade entre elas pouco mudou durante o período analisado. Esse fato merece atenção: a persistência da desigualdade de renda entre as regiões. Essa persistência descreve um padrão no qual grande parte da desigualdade de renda corrente é gerada a partir da desigualdade dos períodos anteriores.

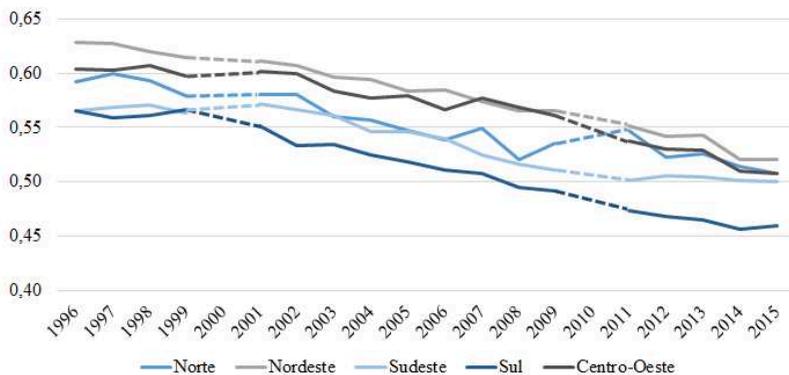
Pode-se observar na Figura 13, na análise anual do período 1996-2015, que a região Nordeste apresenta o maior valor para o índice de Gini em quase todos os anos do período analisado, indicando ser a região mais desigual do Brasil. As regiões Centro-Oeste e Norte são a segunda e a terceira, respectivamente, regiões mais desiguais, sendo que, em 2011, a região Norte apresentou níveis de desigualdade de renda semelhantes às do Centro-Oeste. O Sudeste permaneceu durante o período analisado como a segunda região mais igualitária e o Sul foi consistentemente a região que apresentou os menores índices de desigualdade de renda no Brasil.

No Apêndice B, as Figuras B.1 a B.5 apresentam os níveis de desigualdade de renda dos estados brasileiros através de uma métrica alternativa, a proporção da renda total de três grupos da metade inferior da distribuição de renda - 10%, 30% e 50% - sobre a renda dos 10% superior. Em todas as regiões, pode-se observar que a proporção das rendas dos grupos de renda inferiores é crescente ao longo do tempo,

³⁰ Este capítulo foi escrito sob coorientação dos Professores Dr. Jongsung Kim e Dr. Edinaldo Tebaldi durante o Programa de Doutorado Sanduíche no Exterior, realizado na Bryant University (EUA). Agradecimentos ao Prêmio CDPP 2018 pelo primeiro lugar no concurso de monografias com uma versão similar deste capítulo.

indicando, em consonância com o índice de Gini, que a desigualdade de renda está diminuindo.

Figura 13: Índice de Gini da renda familiar *per capita* para as cinco regiões brasileiras 1996-2015.³¹



Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

No entanto, pode-se também observar que os estados brasileiros apresentam elevadas disparidades entre si quanto à desigualdade de renda, especialmente quando se comparam unidades da federação de regiões diferentes. Por exemplo, em 2015, enquanto o estado do Maranhão, na região Nordeste, apresenta um valor de 0,35 para a proporção da renda dos 50% inferior sobre a renda dos 10% superior e um valor de 0,018 para a proporção dos 10% inferior sobre os 10% superior, Santa Catarina, localizada na região Sul do país, apresenta valores de 0,75 e 0,06 para as respectivas proporções.

Com base nesse cenário, este capítulo busca responder duas questões. Primeiro, qual o nível de persistência da desigualdade de renda nos estados brasileiros? Segundo, quais os determinantes observáveis da desigualdade de renda que poderiam explicar sua queda recente nos estados brasileiros? Estudos anteriores defendem que o grau de persistência da desigualdade de renda tem papel importante para explicar o nível corrente no Brasil (SANTOS; CUNHA; GADELHA, 2017; ARAÚJO; MARINHO, 2015). Por outro lado, diversas pesquisas investigaram os efeitos de diferentes variáveis sobre essa queda na desigualdade de renda, usando diferentes metodologias e períodos

³¹ A PNAD não foi a campo nos anos 2000 e 2010, anos que ocorrem o Censo.

temporais, mas os resultados são, muitas vezes, contraditórios quanto a determinados aspectos, deixando a discussão em aberto.

Por exemplo, Araújo e Marinho (2015) analisaram os determinantes da desigualdade de renda no Brasil utilizando um modelo dinâmico e dados da PNAD para o período 1996-2009. Esses autores mostram que, por exemplo, transferências governamentais de renda para os pobres não tem um impacto significativo para a redução da desigualdade. Já outros autores, como Hoffman (2006) e Soares (2006), utilizando métodos de decomposição da variação nos índices de desigualdade, identificam quedas decorrentes dos programas de transferência de renda.

O estudo deste capítulo vai além dos trabalhos que fizeram análises semelhantes, pois utiliza uma série de dados mais recente e novas variáveis explicativas para analisar a persistência e os determinantes da desigualdade de renda nas unidades da federação do Brasil. Para essa análise, são utilizados um painel dinâmico com estimador *system-GMM* e dados para o período 1996-2015. Este capítulo está organizado da seguinte forma: a Seção 3.1 explica os detalhes dos dados utilizados na análise empírica e discute o modelo econométrico e a metodologia de estimação. A Seção 3.2 apresenta e discute os resultados empíricos. E, por fim, a Seção 3.3 resume os resultados obtidos e apresenta as considerações finais.

3.1 METODOLOGIA E DADOS

A fonte principal de dados utilizados neste trabalho provém da PNAD, discutida na Seção 2.1 do Capítulo 2. As variáveis utilizadas na análise empírica, derivadas das PNAD e a nível estatual, são: o desvio padrão (d.p.) da média de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais de idade, para representar a variação no nível de escolaridade entre as pessoas; a razão da renda média do trabalho das pessoas por raça³² e gênero, para representar as diferenças de rendimento no mercado de trabalho; e a proporção de trabalhadores formais no mercado de trabalho. O índice de Gini foi calculado com base na renda familiar *per capita* e é utilizado como medida para a desigualdade de renda nos estados brasileiros, ou seja, é a variável dependente do modelo.

³² A PNAD classifica as pessoas por raça (cor) em cinco categorias. Para simplificar, as categorias foram divididas em dois grupos. Amarelos e brancos formam um grupo (brancos), e pardos, negros e indígenas formam o segundo grupo (negros).

Outras variáveis explicativas do modelo foram obtidas a nível estadual em diferentes fontes de dados governamentais, como o Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS), IBGE, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Ministério da Fazenda. Essas variáveis são: a proporção de pessoas/famílias recebendo transferência de renda de programas sociais do governo federal – Benefício de Prestação Continuada (BPC) e Programa Bolsa Família (PBF); as proporções do Valor Adicionado Bruto (VAB) da agricultura, indústria e serviços no total do VAB da economia, como controles; e a variação anual do Produto Interno Bruto (PIB) como medida do crescimento econômico, cujos valores foram corrigidos pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) com ano base 2015. A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis descritas acima.

Tabela 3: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo.

Variáveis	Obs	Média	d.p.	Min	Max
Índice de Gini	540	0,55	0,05	0,42	0,67
D.p. dos anos de estudo	540	4,68	0,26	4,01	5,43
Razão da renda gênero (M/H)*	540	0,75	0,09	0,57	1,12
Razão da renda raça (N/B)*	540	0,61	0,08	0,37	0,95
Proporção empregos formais	540	0,37	0,11	0,11	0,64
Crescimento anual PIB	540	0,05	0,06	-0,17	0,26
VAB agricultura	540	0,08	0,06	0,00	0,32
VAB indústria	540	0,22	0,08	0,04	0,45
VAB serviços	540	0,69	0,09	0,50	0,94
% da população com BPC♦	540	0,01	0,01	0,00	0,03
% de famílias com PBF♦	324	0,07	0,04	0,01	0,15

Fonte: Microdados da PNAD, MDS, IPEA, Ministério da Fazenda. Elaboração própria.

* Razão da média da renda do trabalho entre os gêneros (média salarial das mulheres/média salarial dos homens) e a razão da média da renda do trabalho entre as raças agrupadas (média salarial dos negros/média salarial dos brancos).

♦ Proporção das pessoas (ou famílias) que recebem auxílio dos programas de transferência de renda do governo federal (BPC e PBF).

Para avaliar o efeito dos determinantes sobre a desigualdade de renda e sua persistência nos estados brasileiros ao longo dos anos, dois períodos são utilizados: 1996-2015 e 2004-2015. Para o período 1996-2015, são excluídos da análise os estados da região Norte (com exceção

do estado do Tocantins, que foi considerado). Isso se fez necessário uma vez que os dados para esses estados foram coletados apenas para a área urbana até 2004 e a inclusão deles poderia causar um viés nas estimações. Por exemplo, a escolaridade das pessoas da área urbana é, em geral, maior que a da área rural, o que poderia afetar o efeito desse possível determinante sobre a desigualdade de renda.

O ano de 1996 foi escolhido como início do período de análise por três razões: i) é um período posterior ao de estabilização econômica, pós Plano Real; ii) antes de 1996, não haviam dados disponíveis a nível federal sobre transferências de renda para os pobres; e, iii) o número de grupos (unidades da federação) seria inferior ao de série temporal, que poderia afetar a qualidade da estimação utilizando *system-GMM*³³. O período 2004-2015 foi escolhido como subconjunto para análise uma vez que se pode utilizar, desde então, todos os estados brasileiros na análise. O período 2004-2015 permite também estimar o efeito da política de transferência de renda utilizando o PBF no lugar do BPC, uma vez que as estatísticas desse programa estão disponíveis somente a partir de 2004.

A base de dados possui as seguintes características. Primeiro, os dados formam um painel relativamente pequeno, com 21 ou 27 grupos e 12 ou 20 observações de tempo, dependendo do período analisado (1996-2015 ou 2004-2015). Segundo, tem-se na base de dados uma variável dependente dinâmica – uma variável explicativa que não é exógena – e efeitos individuais fixos. Se fosse utilizado modelos padrões de regressão de dados em painel, como mínimos quadrados ordinários (MQO) ou estimação com efeitos fixos, nesse tipo de configuração dos dados, os resultados empíricos obtidos seriam viesados e não-eficientes (ROODMAN, 2009). Além disso, enquanto alguns trabalhos encontraram resultados que mostram que a desigualdade de renda afeta o crescimento (KOSHIYAMA; FOCHEZATTO, 2012; CRUZ; TEIXEIRA; MONTE-MOR, 2015; BARRETO; JORGE NETO; TEBALDI, 2001) e outros acharam o efeito oposto, de que o crescimento econômico afeta a desigualdade de renda (RUBIN; SEGAL, 2004; GODOY; RODRIGUES, 2017), parece razoável considerar a variável de crescimento econômico como endógena no modelo.

Para contornar os problemas de endogeneidade e heterogeneidade presentes no modelo, desenvolveu-se um modelo autorregressivo de primeira ordem que utiliza o índice de Gini como variável dependente e adota o estimador *system-GMM* para dados em painel, proposto por

³³ *System Generalized Method of Moments* ou Método dos Momentos Generalizados Sistema (tradução livre).

Arellano e Bond (1991) e posteriormente desenvolvido por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). O estimador *system-GMM* não somente melhora a precisão das estimativas, como também reduz fortemente o viés de amostra finita (BLUNDELL; BOND; WINDMEIJER, 2000). Uma síntese desse estimador é apresentada na subseção seguinte.

Como os dados formam um painel de dados relativamente pequeno, surge a preocupação quanto à qualidade das estimações. Para analisar a sensibilidade dos resultados da estimação utilizando *system-GMM*, além de analisar para dois períodos diferentes, são estimados cinco modelos diferentes, nos quais são utilizados diferentes conjuntos de variáveis *dummies* para controlar o efeito de potenciais variáveis omitidas e heterogeneidade. Essas *dummies* servem como controle para o tempo, ciclos de crescimento econômico e anos eleitorais. *Dummies* de ciclos de crescimento econômico foram escolhidas para controlar os períodos de prosperidade econômica, com respeito aos seguintes períodos: 1996-1997, 1999-2000, 2002-2008 e 2010-2013³⁴. *Dummies* para anos eleitorais foram utilizados para controlar os anos em que ocorrem eleições para governadores e presidente da república, que são associados a períodos de maiores gastos públicos por motivação eleitoral dos políticos³⁵. Os ciclos eleitorais, no caso considerado, ocorrem a cada quatro anos, em que 1998 é o primeiro deles.

3.1.1 O estimador *system-GMM*

Seguindo Arellano (2003), considere um modelo de dados em painel com N grande (número de unidades), T pequeno (número de períodos de tempo) e um termo autorregressivo da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta' x_{it} + \eta_i + v_{it}, \quad (1)$$

e

$$E(v_{it} | x_{i1}, \dots, x_{iT}, \eta_i) = 0, \quad (t = 1, \dots, T). \quad (2)$$

A equação (1) apresenta uma natureza dinâmica em que o efeito de x sobre y possui um ajustamento de velocidade de α . Em (2), tem-se que

³⁴ Esses períodos se baseiam nos períodos de ciclos econômicos definidos pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos-IBRE/CODACE.

³⁵ Ver: Nakaguma e Bender (2006), Sakurai (2009), Tabetini e Persson (2003).

x é uma variável estritamente exógena que pode estar correlacionada com o efeito individual η . O valor defasado de y será correlacionado, por construção, com η , com o valor defasado v e também com seu valor corrente, no caso de apresentar correlação serial. Isso significa que o valor defasado de y é uma variável explicativa endógena na equação (1) com respeito a η e v .

Uma forma de lidar com esse problema é através da utilização do método de variáveis instrumentais, em que os valores defasado da variável pré-determinada são utilizados como instrumentos para as equações em primeira diferença (ARELLANO; BOND, 1991). Logo, como todas as variáveis explicativas são potencialmente correlacionadas com os efeitos individuais, ao diferenciar os estimadores com base em desvios das observações originais, isso pode torná-los consistentes. No entanto, o estimador *GMM* apresenta elevado viés de amostra finita e baixa precisão em estudos simultâneos, ao passo que os níveis defasados da série apresentam-se como instrumentos fracos para primeiras diferenças (AHN; SCHMIDT, 1995).

Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) encontraram que se existir uma variável instrumental que não seja correlacionada com o efeito fixo individual, é possível melhorar a eficiência da estimativa usando essa variável instrumental no lugar da variável que está sujeita à endogeneidade. Uma variável instrumental apropriada pode ser identificada ao explorar os níveis das variáveis que contenham informação sobre os parâmetros de interesse. Portanto, para melhorar as propriedades do estimador *GMM* padrão em primeira diferença, após estabelecer outras restrições nas condições iniciais do processo³⁶, foi proposto o uso de um sistema para o estimador linear *GMM* com diferenças defasadas das variáveis como instrumentos para as equações em nível e níveis defasados das variáveis como instrumentos para as equações em primeira diferença.

Blundell e Bond (1998) mostram que o estimador *system-GMM* tem suas restrições atendidas sob estacionariedade e sob hipóteses mais fracas. Isso resultaria em ganho de precisão para altos valores do parâmetro autorregressivo e para um baixo número de observações de série temporal. Para avaliar os resultados do modelo, Roodman (2009) sugere o uso dos testes Arellano-Bond de correlação em primeira diferença de primeira e segunda ordem, AR(1) e AR(2) respectivamente,

³⁶ $E(\mu_{it}\Delta y_{i,t-1}) = 0$, para $t = 4, 5, \dots, T$; e $E(\mu_{i3}\Delta y_{i2}) = 0$.

os testes Sargan³⁷ e Hansen de restrições sobreidentificadas e os testes de Hansen-em-diferenças.

Quanto aos testes, o teste AR(1) testa a hipótese nula de que não há correlação serial de primeira ordem, enquanto o AR(2) testa essa mesma hipótese nula para a segunda ordem. Já o teste de Hansen testa a hipótese nula de validade conjunta dos instrumentos utilizados. Por exemplo, a omissão de variáveis explicativas importantes pode mover componentes de variação para o termo de erro e torná-lo correlacionado com os instrumentos, indicando que o modelo não está corretamente especificado. E o teste de Hansen-em-diferenças, relacionado com o teste de Hansen, checka a validade de um subconjunto de instrumentos, testando a hipótese nula de sua exogeneidade.

3.2 RESULTADOS OBTIDOS

A Tabela 4 apresenta o efeito das variáveis explicativas sobre a desigualdade de renda para 21 estados brasileiros no período 1996-2015. Os Modelos 1, 3 e 4 apresentam resultados semelhantes para os parâmetros das variáveis quanto ao sinal, significância e magnitude. Esses modelos apresentam resultados satisfatórios para os testes AR(1) e AR(2) de Arellano-Bond, indicando que a autocorrelação é positiva e estatisticamente significativa (ao nível de 5%) em primeira ordem, mas não em segunda ordem, a qualquer nível padrão de significância. O teste de Hansen para restrições sobreidentificadas e os testes de Hansen-em-diferenças para exogeneidade dos instrumentos são válidos para os Modelos 1 e 3 a 10% de nível de significância e para o Modelo 4 a 5%.

Os Modelos 2 e 5 da Tabela 4 apresentam resultados diferentes dos demais, especialmente quanto à magnitude e significância dos parâmetros, embora seus sinais sejam os mesmos dos demais modelos. Os dois modelos satisfazem os testes AR(1) e AR(2) de Arellano-Bond, porém apresentam p -valores extremamente altos para os testes Hansen de restrições sobreidentificadas e Hansen-em-diferenças. Apesar de mostrarem que os resultados desses testes são válidos, ou seja, não rejeitando a hipótese nula de validade dos instrumentos, os valores obtidos para o p -valor de 1,00 (ou próximo disso) indicam que o teste

³⁷ Roodman (2009) encontrou que a estatística do teste de Sargan é inconsistente com a estimação *GMM* robusta de um estágio (*one-step*), utilizada neste trabalho. Neste caso, um teste de sobreidentificação teoricamente superior é o baseado na estatística de Hansen. Assim, não será analisado o teste de Sargan na discussão dos resultados.

pode, na verdade, apresentar problemas na especificação estrutural do modelo, o que pode decorrer do grande número de instrumentos utilizados (ROODMAN, 2008).

Analisando os Modelos 1, 3 e 4, da Tabela 4, pode-se observar que a persistência da desigualdade de renda entre os estados brasileiros representa mais da metade da desigualdade corrente, aproximadamente 55%. Esse resultado é similar ao obtido por Araújo e Marinho (2015), no valor de 56%, apesar de os autores terem utilizado variáveis e período temporal diferentes em sua análise. Quanto aos determinantes da desigualdade de renda, os modelos 1, 3 e 4 mostram que o BPC, um programa de transferência de renda, teve efeito estatisticamente significativo para reduzir a desigualdade ao longo do tempo. Esse resultado contrasta com o resultado obtido por Araújo e Marinho (2015), que encontraram um efeito não significativo dos programas de transferência de renda sobre a desigualdade.

Seguindo a mesma análise, na Tabela 4, observa-se que a queda na relação entre a renda de diferentes grupos no mercado de trabalho apresenta dois efeitos opostos. Ao reduzir a razão entre a renda do trabalho de negros e brancos, tem-se uma queda na desigualdade, enquanto a queda na razão entre a renda do trabalho de mulheres e homens, implica em maior desigualdade, apesar de este último resultado não apresentar significância estatística diferente de zero na maioria dos modelos.

Tabela 4: Resultados para os estados brasileiros sem a região Norte (exceto estado do TO). Variável dependente: Índice de Gini. Período: 1996-2015. Número de grupos: 21.

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Gini _{t-1}	0,540*** [7,59]	0,353*** [3,77]	0,525*** [6,80]	0,549*** [7,63]	0,633*** [9,38]
D.p. dos anos de estudo da população	0,014 [1,59]	0,018 [1,64]	0,015* [1,76]	0,012 [1,45]	0,012* [1,74]
Razão da renda média entre mulheres e homens	0,038 [1,59]	0,076*** [3,99]	0,042* [1,91]	0,038 [1,64]	0,041** [2,37]
Razão da renda média entre negros e brancos	-0,141*** [-5,43]	-0,120*** [-4,28]	-0,142*** [-5,48]	-0,130*** [-4,63]	-0,113*** [-4,50]
Proporção de empregos formais na economia	-0,084*** [-3,04]	-0,052** [-2,35]	-0,079*** [-2,91]	-0,078*** [-3,13]	-0,049** [-2,40]
Proporção da população com BPC	-1,131*** [-2,96]	-0,621 [1,10]	-0,940** [-2,31]	-0,962** [-2,76]	-0,419 [-1,44]
Crescimento anual do PIB	0,028* [2,03]	0,026** [1,48]	0,035** [2,43]	0,037** [2,70]	0,047*** [3,07]
VAB da agricultura como proporção do VAB total	-0,083** [-2,68]	-0,149** [-3,10]	-0,089** [-2,81]	-0,088** [-2,82]	-0,078*** [-3,16]
	-0,070* [-2,07]	-0,092 [-2,41]	-0,068 [-1,71]	-0,073* [-1,91]	-0,045 [-1,31]

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
VAB da indústria como proporção do VAB total	[-1,80]	[-1,67]	[-1,50]	[-1,89]	[-1,38]
Dummy ano 1997		0,058***			
⋮		[3,95]			
⋮		⋮			
Dummy ano 2015		-0,012**			
		[-2,65]			
Dummy ciclo crescimento 96-97			0,009		0,009
⋮			[1,33]		[1,35]
⋮			⋮		⋮
Dummy ciclo crescimento 10-13			-0,004		-0,010***
			[-1,65]		[-4,30]
Dummy ano eleitoral 1998				0,001	0,004
⋮				[0,37]	[1,17]
⋮				⋮	⋮
Dummy ano eleitoral 2014				-0,015***	-0,020***
				[-4,09]	[-5,04]
Constante	0,311***	0,307***	0,306***	0,304***	0,222***
	[6,18]	[3,81]	[5,34]	[5,40]	[4,33]
Nº de instrumentos	22	36	22	21	25
Nº de defasagens	6	4	4	3	3
AR(1) – <i>p</i> -valor	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
AR(2) – <i>p</i> -valor	0,517	0,764	0,609	0,499	0,293
Teste Hansen – <i>p</i> -valor	0,330	1,000	0,207	0,056	0,829
Teste Hansen-em-diferenças de exogeneidade dos instrumentos (instrumentos <i>GMM</i>):					
Hansen – <i>p</i> -valor	0,216	1,000	0,153	0,095	0,586
Diferença – <i>p</i> -valor	0,813	1,000	0,466	0,112	1,000

Fonte: Estimado pelo autor.

Nota: O estimador *system-GMM* foi robustamente estimado em *one-step*. Variáveis endógenas instrumentadas: $Gini_{t-1}$ e crescimento anual do PIB, *** significativa a 1%, ** significativa a 5%, * significativa a 10%. Razão-*t* entre parênteses. AR(1) e AR(2) são os testes Arellano-Bond para o processo autorregressivo de ordem 1 e 2 em primeira diferença, respectivamente. “Teste Hansen” é o teste de Hansen para restrições sobreidentificadas.

Quanto a esses resultados, o primeiro decorre de um fato esperado, de que se a renda do trabalho estiver sendo distribuída de forma mais igualitária entre os diferentes grupos raciais, a desigualdade de renda cai. Já o crescimento da desigualdade quando a renda das mulheres se aproxima da dos homens é conhecido na literatura como fenômeno de “*assortative mating*”³⁸, que explica a tendência de as pessoas se casarem com alguém com características similares, incluindo o status econômico³⁹. Como pessoas com renda elevada tendem a se casar entre

³⁸ Acasalamento seletivo (Tradução livre).

³⁹ Ver: Eckland (1968) e Kalmijn (1994).

si, esse tipo de casamento tende a elevar a renda familiar e, conseqüentemente, elevar a distância entre as famílias ricas e pobres.

De acordo com os Modelos 1, 3 e 4, da Tabela 4, outra variável que apresenta efeito estatisticamente significativo sobre a redução da desigualdade é o crescimento da proporção de empregos formais no mercado de trabalho. Esse resultado decorre, provavelmente, das leis trabalhistas que os empregos formais devem se submeter, tais como o pagamento de salário mínimo e contribuições sociais.

De acordo com a teoria do capital humano, a renda da pessoa está relacionada com sua educação (BECKER, 1994). Os resultados apresentados na Tabela 4 para a variação nos anos de estudo da população mostram um sinal positivo para esse parâmetro, como esperado. Quanto maior a discrepância na educação das pessoas, maior a diferença na renda auferida por elas e, conseqüentemente, maior desigualdade. Contudo, o efeito da variável de anos de estudo não apresentou, no geral, significância estatística satisfatória para aceitá-la como um determinante da desigualdade de renda no período analisado.

As estimativas apresentadas na Tabela 4 ainda mostram que o crescimento econômico possui efeito positivo sobre o índice de Gini. Esse resultado indica que quanto maior o crescimento econômico, maior tende a ser a desigualdade de renda, ou seja, que as famílias de renda elevada se beneficiam mais dos momentos de crescimento econômico que as famílias pobres. Outro resultado observado é que os estados que possuem um setor primário mais representativo, como proporção do produto total da economia, apresentam menores níveis de desigualdade de renda. Esse resultado já foi observado e discutido antes, na subseção 2.3.1, cuja razão pode estar no fato de o setor primário apresentar menor diversificação de trabalhos e salários, especialmente em comparação com o setor terciário. A representatividade do setor industrial também apresenta uma relação negativa com a desigualdade de renda quando comparado com o setor terciário, no entanto seu grau de significância é fraco.

A Tabela 5 apresenta os resultados empíricos para o período mais recente e amplo em termos de número de grupos na base de dados. Ela leva em conta os resultados da regressão para todas as 27 unidades da federação no Brasil e substitui a variável BPC pelo PBF, um programa de transferência de renda mais amplo que o anterior. Assim como na Tabela 4, os Modelos 1, 3 e 4 da Tabela 5 apresentam resultados semelhantes para os parâmetros das variáveis quanto ao sinal, significância e magnitude. Esses modelos apresentam autocorrelação de primeira ordem, teste AR(1), mas não conseguem rejeitar a hipótese de que não há autocorrelação de segunda ordem, teste AR(2) de Arellano-Bond. O teste

de sobreidentificação de Hansen é válido para os Modelos 1 e 3 ao nível de significância de 10% e o Modelo 4 ao nível de 5%. Para todos os três modelos, o teste Hansen-em-diferença de exogeneidade dos instrumentos é válido.

Também como ocorreu na Tabela 4, os Modelos 2 e 5 da Tabela 5 apresentaram resultados diferentes dos demais modelos, especialmente quanto à magnitude e significância dos parâmetros. No entanto, os resultados dos testes de validação dos Modelos 2 e 5 apresentam resultados satisfatórios, com exceção do teste de Hansen-em-diferenças do Modelo 2, cujo p -valor do teste Hansen é inferior a 5%, indicando que pode haver instrumentos não exógenos no modelo, e p -valor para o teste em diferença próximo de um. Com 27 grupos compondo o painel de dados e uma série temporal menor, problemas decorrentes do uso de muitos instrumentos podem ter sido mitigados em alguma medida, o que explica os resultados dos testes dos modelos da Tabela 5.

Tabela 5: Resultados para os estados brasileiros. Variável dependente: Índice de Gini. Período: 2004–2015. Número de grupos: 27.

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Gini _{t-1}	0.546*** [6.67]	0.317*** [3.14]	0.578*** [7.06]	0.571*** [7.17]	0.623*** [8.88]
D.p. dos anos de estudo da população	0.023** [2.08]	0.042*** [2.86]	0.024** [2.41]	0.023** [2.12]	0.022** [2.35]
Razão da renda média entre mulheres e homens	0.060** [2.45]	0.089*** [4.06]	0.059** [2.63]	0.056** [2.41]	0.056** [2.67]
Razão da renda média entre negros e brancos	-0.147*** [-5.88]	-0.147*** [-5.07]	-0.134*** [-5.65]	-0.129*** [-5.48]	-0.117*** [-4.98]
Proporção de empregos formais na economia	-0.100** [-2.70]	-0.005 [-0.09]	-0.070* [-1.78]	-0.080** [-2.25]	-0.049 [-1.41]
Proporção da população com PBF	-0.059** [-2.42]	0.031 [0.72]	-0.038 [-1.36]	-0.044* [-1.91]	-0.026 [-0.95]
Crescimento anual do PIB	0.032** [2.73]	0.021 [1.20]	0.024 [1.69]	0.025** [2.20]	0.035** [2.40]
VAB da agricultura como proporção do VAB total	-0.104*** [-2.84]	-0.122** [-2.74]	-0.093*** [-2.90]	-0.097** [-2.78]	-0.080*** [-2.85]
VAB da indústria como proporção do VAB total	-0.020 [-0.64]	-0.033 [-0.76]	-0.015 [-0.53]	-0.020 [-0.70]	-0.010 [-0.40]
Dummy ano 2005		0.220*** [4.10]			
⋮		⋮			
Dummy ano 2015		0.177*** [3.18]			
Dummy ciclo crescimento 04-08			0.005 [1.21]		-0.002 [-0.47]
Dummy ciclo crescimento 10-13			0.001 [0.08]		-0.007** [-2.41]
Dummy ano eleitoral 2006				0.004 [0.83]	0.003 [0.61]

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
<i>Dummy</i> ano eleitoral 2010				-0.001 [-0.86]	0.001 [0.57]
<i>Dummy</i> ano eleitoral 2014				-0.013*** [-4.06]	-0.017*** [-4.21]
Constante	0.242*** [5.16]	-	0.190*** [3.48]	0.208*** [4.43]	0.15*** [3.71]
Nº de instrumentos	22	28	26	21	25
Nº de defasagens	6	4	7	4	5
AR(1) – <i>p</i> -valor	0.003	0.003	0.003	0.003	0.004
AR(2) – <i>p</i> -valor	0.172	0.232	0.179	0.138	0.143
Teste Hansen – <i>p</i> -valor	0.265	0.092	0.113	0.097	0.165
Teste Hansen-em-diferenças de exogeneidade dos instrumentos (instrumentos <i>GMM</i>):					
Hansen – <i>p</i> -valor	0.192	0.030	0.097	0.122	0.116
Diferença – <i>p</i> -valor	0.612	0.928	0.384	0.184	0.526

Fonte: Estimado pelo autor.

Nota: O estimador *system-GMM* foi robustamente estimado em *one-step*. Variáveis endógenas instrumentadas: $Gini_{t-1}$ e crescimento anual do PIB, *** significante a 1%, ** significante a 5%, * significante a 10%. Razão-*t* entre parênteses. AR(1) e AR(2) são os testes Arellano-Bond para o processo autorregressivo de ordem 1 e 2 em primeira diferença, respectivamente. “Teste Hansen” é o teste de Hansen para restrições sobreidentificadas.

Complementando a análise de validade dos resultados para os dois períodos considerados, de acordo com Bond (2002), é útil comparar o valor estimado da variável defasada através do método *System-GMM* com o valor desta mesma variável estimada através da abordagem de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e de Efeitos Fixos (EF). Como esses dois estimadores, de MQO e EF, apresentam estimativas viesadas em sentidos opostos para o coeficiente da variável defasada, espera-se que um estimador consistente apresente um valor que esteja dentro desse intervalo. Os coeficientes da variável defasada ($Gini_{t-1}$) para o Modelo 1 na Tabela 4 e na Tabela 5 são 0,54 e 0,546, respectivamente, o que satisfaz essa exigência, como se pode observar ao comparar com os coeficientes obtidos na Tabela 6 para esta mesma variável utilizando estimadores de MQO e EF.

Para todos os cinco modelos, os resultados observados na Tabela 5 apresentam os mesmos sinais dos parâmetros observados na Tabela 4, apesar de a magnitude desses parâmetros e suas significâncias estatísticas terem se alterado em alguma medida. Essa variação pode ter decorrido do uso de mais estados brasileiros e uma variável explicativa diferente. Obteve-se um valor para a persistência da desigualdade de renda próximo ao observado para o período 1996-2015, apresentado na Tabela 4. A Tabela 5 indica que a desigualdade de renda corrente é explicada por cerca de 57% do nível de desigualdade do ano anterior. Esse resultado

reforça o anterior, de que a persistência da desigualdade de renda entre os estados brasileiros representa mais da metade da desigualdade corrente.

Tabela 6: Modelo 1 estimado através da abordagem de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Efeitos Fixos (EF). Variável dependente: Índice de Gini. Períodos: 1996-2015 e 2004-2015.

Variável	1996 - 2015		2004 - 2015	
	MQO	EF	MQO	EF
Gini _{t-1}	0,754*** [26,70]	0,402*** [9,76]	0,675*** [18,96]	0,285*** [5,87]
D.p. dos anos de estudo da população	0,011* [1,93]	0,001 [0,19]	0,018** [2,48]	0,027** [2,52]
Razão da renda média entre mulheres e homens	0,025** [2,02]	0,030* [1,83]	0,056*** [3,36]	0,059*** [2,95]
Razão da renda média entre negros e brancos	-0,102*** [-77,61]	-0,012*** [-8,68]	-0,122*** [-7,47]	-0,146*** [-8,08]
Proporção de empregos formais na economia	-0,043*** [-4,50]	-0,165*** [-5,55]	-0,072*** [-3,61]	-0,329*** [-8,89]
Proporção da pop. com BPC (95-15) ou PBF (04-15)	-0,659*** [-3,58]	-1,255*** [-4,57]	-0,049** [-2,54]	0,022 [0,66]
Crescimento anual do PIB	0,007 [0,58]	0,022* [1,92]	0,021 [1,39]	0,037*** [2,64]
VAB da agricultura como proporção do VAB total	-0,048*** [-3,17]	-0,034 [-0,99]	-0,074*** [-3,11]	0,105 [1,44]
VAB da indústria como proporção do VAB total	-0,030** [-2,27]	0,022 [0,88]	-0,006 [-0,44]	0,070* [1,73]
Constante	0,160*** [5,07]	0,451 [10,29]	0,162*** [4,07]	0,398 [7,22]
R ²	0,906	0,873	0,824	0,699
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte: Estimado pelo autor.

Nota: *** significante a 1%, ** significante a 5%, * significante a 10%. Razão-*t* entre parênteses.

Como na Tabela 4, a redução da diferença salarial entre os diferentes grupos no mercado de trabalho e a elevação da proporção de empregos formais contribuem para reduzir a desigualdade de renda nos estados brasileiros. Na Tabela 5, a significância do efeito dos programas de transferência de renda do governo, focando nas famílias que recebem benefícios do PBF, não é unânime entre os modelos como apresentado na Tabela 4, na qual foi considerado o programa BPC como variável. Apenas os Modelos 1 e 4 apresentaram significância estatística suficiente para não rejeitar a hipótese nula, indicando que o PBF contribuiu ao longo do tempo e entre os estados para reduzir a desigualdade de renda. Esse resultado ilustra a controvérsia existente na literatura, em que alguns

autores atribuem a esse tipo programa a capacidade de afetar a desigualdade de renda (SOARES, 2006; BARROS et al., 2007b), enquanto outros não (ARAÚJO; MARINHO, 2015; MEDEIROS; SOUZA, 2013⁴⁰).

O grau de variação nos anos de estudo apresentou um efeito positivo e, agora, estatisticamente significativo sobre a desigualdade de renda, implicando que a diferença nos anos de estudo da população explica parte da diferença de renda existente entre as famílias. Ao que tudo indica, a análise mais ampla (com todas as unidades da federação) e para o período mais recente (2004-2015) consegue identificar o efeito significativo dessa variável, o que não foi possível na situação anterior (Tabela 4). Além disso, quando se compara o valor médio do desvio padrão dos anos de estudo da população entre os dois períodos, percebe-se valores levemente superiores para os anos 2004-2015, o que pode tornar mais evidente o efeito dessa variável sobre a desigualdade de renda no período.

Como no caso da variável da variação nos anos de estudo, a razão entre as rendas médias do trabalho entre mulheres e homens também passou a apresentar significância estatística para explicar a desigualdade de renda entre as famílias nos estados brasileiros, confirmando o fenômeno de “*assortative mating*” discutido anteriormente. A maioria dos modelos na Tabela 5 apresentam significância estatística para o efeito do crescimento econômico, confirmando o fato de que as famílias de renda elevada se beneficiam mais do crescimento econômico em comparação às pobres. Esse resultado é consistente com o de Ravallion (2004), que diz que o crescimento é menos eficiente em países com elevados níveis de desigualdade ou que os padrões de distribuição do crescimento beneficiam mais os não-pobres⁴¹.

A Tabela 5 apresenta, assim como a Tabela 4, que quanto maior a representatividade do setor agrícola na economia total dos estados, menores os níveis de desigualdade de renda. A representatividade do setor industrial também apresenta um coeficiente com sinal negativo, porém sua significância estatística é nula. Em suma, as Tabelas 4 e 5 apresentam basicamente os mesmos sinais para os parâmetros estimados. No entanto, a significância estatística dos parâmetros varia em algum grau

⁴⁰ Os autores encontraram que o impacto dos programas de transferência de renda, como BPC e PBF, são muito limitados para explicar a queda na desigualdade de renda.

⁴¹ Para saber como os ricos podem se beneficiar mais que os pobres do crescimento, ver Rubin e Segal (2015).

dependendo do período e das variáveis utilizadas nos modelos. Esse fato chama a atenção para o uso de diferentes modelos de estimação para corroborar os resultados obtidos.

3.3 CONCLUSÃO DO CAPÍTULO

Este capítulo buscou apresentar o nível de persistência e os determinantes observáveis da desigualdade de renda familiar *per capita* entre os estados brasileiros de 1996 a 2015. Os resultados obtidos indicam que mais da metade (cerca de 55%) da desigualdade de renda corrente é explicada pela desigualdade do ano anterior. Essa informação sugere algo que já é quase de conhecimento geral, de que o Brasil é caracterizado por um sistema econômico e social que sustenta os elevados níveis de desigualdade de renda ao longo do tempo. Meios capazes de romper esse ciclo de reprodução da desigualdade devem ser investigados e implementados para que se reduza a desigualdade de renda no futuro.

Entre os determinantes da desigualdade de renda nos estados brasileiros, tem-se que a redução da diferença salarial no mercado de trabalho entre as pessoas de diferentes raças é capaz de gerar maior igualdade. Esse resultado pode ser atribuído não somente ao fato de que diferentes grupos raciais recebem pagamentos diferenciados para os mesmos trabalhos, mas também porque alguns grupos, como os negros, na média, possuem empregos menos especializados e que pagam baixos salários. Esse resultado destaca a importância das políticas públicas que promovam justiça social, como as ações afirmativas, que garantem maiores oportunidades às minorias. As elevadas disparidades entre os anos de estudo apresentados pelas pessoas também podem estar relacionadas com maiores índices de desigualdade de renda, o que chama a atenção para a necessidade de maiores, ou novas, políticas educacionais.

Outras formas de se reduzir a desigualdade de renda entre os estados brasileiros seriam através da promoção dos empregos formais e com transferência de renda aos mais pobres. Deve-se pensar numa legislação trabalhista que incentive as contratações formais no mercado de trabalho. Os auxílios governamentais destinados às famílias extremamente pobres e àqueles que não têm condições de buscar sua própria renda são capazes de promover mais igualdade, além de justiça social. Vale a pena destacar que as vantagens do crescimento econômico se apresentam como mais benéficas às famílias de renda elevada. Por isso, as regras do sistema econômico precisariam ser revistas, a exemplo do sistema tributário, a fim de promover uma distribuição mais justa quando houver crescimento geral da renda.

4 O EFEITO DAS POLÍTICAS FISCAL TRIBUTÁRIA E MONETÁRIA SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE UTILIZANDO UM MODELO DSGE

4.1 INTRODUÇÃO

No Capítulo 2 foi apresentada a discussão e as estatísticas sobre a distribuição de renda no Brasil por diferentes características da população nos últimos quarenta anos. No Capítulo 3, identificou-se o grau da persistência e o efeito de determinadas variáveis sobre a desigualdade de renda no país nos últimos vinte anos. Contudo, ainda se especula que outros fatores macroeconômicos também possam afetar os níveis de desigualdade de renda, tais como os juros e os tributos pagos pelas pessoas, variáveis que foram marginalizadas na análise da desigualdade de renda no Brasil (GANDRA, 2005).

A taxa de juros é frequentemente atrelada ao processo distributivo por remunerar os credores na economia, os agentes superavitários. Como se espera que as famílias de renda baixa não sejam capazes de poupar, tendo que utilizar todos os recursos disponíveis para suprir suas necessidades, e que as famílias de renda elevada poupem parte de sua renda, podendo utilizar esses recursos poupados para investir ou aplicar no mercado financeiro, elevadas taxas de juros elevariam as desigualdades de renda na sociedade ao remunerar de forma significativa o capital acumulado dessas famílias.

Uma taxa real de juros positiva, que remunere a renda dos poupadores, e um mercado de bolsa de valores em alta, irá beneficiar em termos relativos aqueles com rendas elevadas (FISHLOW, 1972). Por isso, como discutido na Capítulo 2, os juros reais positivos pagos historicamente nas aplicações financeiras no Brasil foram considerados relevantes para elevar a desigualdade de renda nos períodos de alta inflação. Mesmo na segunda década do século XXI, o Brasil continua se destacando como um dos países com as maiores taxas de juros reais na comparação internacional (WORD BANK, 2016)⁴².

Outro fator com potencial impacto sobre a desigualdade de renda e pouco explorado ao longo dos anos no Brasil é a tributação, apesar de

⁴² De acordo com *World Development Indicators* – World Bank, da lista de países com dados disponíveis, em 2015 o Brasil ocupava a 6ª posição entre os países com maiores taxas de juros reais. E em 2016, estava na 3ª posição. Dados disponíveis em: <https://data.worldbank.org/indicator>. Acesso em: 23 de janeiro de 2019.

ser um país conhecido por sua regressividade tributária⁴³. A tributação pode ter efeitos significativos sobre os níveis de desigualdade de renda. Por exemplo, diferentemente dos impostos progressivos sobre a renda do trabalho, que simplesmente produz um efeito de nível sobre os ganhos através da oferta de mão-de-obra, impostos progressivos sobre a renda do capital possuem efeitos cumulativos ao passo que reduzem o retorno líquido sobre a riqueza corrente, que gera a riqueza de amanhã (PIKETTY; SAEZ, 2003; PIKETTY, 2014).

A estimação dos efeitos das políticas monetária (juros) e fiscal (tributos) sobre o nível de desigualdade de renda é uma tarefa ainda difícil de medir de forma empírica na economia brasileira. Os dados tradicionais utilizados para medir a desigualdade de renda são anuais e o período disponível não é extenso o suficiente para se ter análises estatísticas temporais confiáveis. E, como se tratam de políticas macroeconômicas, que afetam todas as unidades da federação como um todo, não é possível utilizar estimativas com dados em painel, por exemplo. Mas qual seria o efeito dos juros e dos tributos sobre a desigualdade de renda no Brasil?

O Capítulo 3 estimou o efeito de diversos determinantes sobre a desigualdade de renda no Brasil, porém, o caráter macroeconômico e os dados disponíveis dos juros e tributos não permitiram que seus impactos fossem analisados conjuntamente, necessitando de outra abordagem para esse fim. Assim, este capítulo utiliza um modelo teórico para medir o efeito desses choques monetário e fiscal sobre a desigualdade de renda no Brasil – um modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (DSGE). Busca-se assim contribuir com a discussão sobre os efeitos das políticas macroeconômicas, a monetária e fiscal tributária, sobre a desigualdade de renda no Brasil.

Para esta análise, utiliza-se um modelo de uma economia fechada, composto por famílias heterogêneas, firmas e governo, considerando a inclusão da tributação distorciva, mais realistas que os do tipo *lump-sum* (BILBIIE; STRAUB, 2004), e parametrizado de forma que represente a economia brasileira. O efeito sobre a desigualdade de renda, no âmbito monetário, ocorre através de choques temporários que fazem com que se altere o nível das taxas de juros da economia. No âmbito fiscal, observa-

⁴³ A regressividade da carga tributária brasileira reside no fato de que as classes mais baixas suportam uma carga tributária maior como proporção de sua renda que as classes mais altas. Em 2015, os tributos incidentes sobre bens e serviços representou aproximadamente 50% da arrecadação total do país, enquanto tributos sobre a renda ficaram próximos de 18,3% e sobre a propriedade não alcançaram 4,5% (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2016).

se o que acontece quando ocorrem choques temporários no valor dos tributos cobrados, como os sobre o consumo, renda do trabalho e do capital. A análise dos resultados se dá com o uso de funções impulso-resposta.

4.2 A ABORDAGEM DSGE E O MODELO UTILIZADO

O ferramental analítico utilizado pela macroeconomia, tal como o matemático, o estatístico e o computacional, avançou significativamente nos últimos trinta anos, transformando a forma como pesquisadores e formuladores de políticas analisam seus modelos e teorias (COSTA JUNIOR; SAMPAIO; GONÇALVES, 2012). A evolução das teorias macroeconômicas foi acompanhando esse avanço das ferramentas analíticas, passando a requerer novas abordagens de análise.

O trabalho de Kydland e Prescott (1982) e o de seus sucessores trouxeram uma nova forma de estudar os movimentos nas variáveis macroeconômicas com a utilização de modelos dinâmicos e estocásticos de equilíbrio geral, os modelos DSGE, cuja estrutura central deriva da abordagem Novo Keynesiana. Essa abordagem, que combina as ferramentas metodológicas desenvolvidas pela teoria dos Ciclos Reais dos Negócios (RBC) e fundamentos da teoria keynesiana, ocupa, na atualidade, papel principal na teoria macroeconômica, sendo o paradigma dominante e servindo como referência para entender as flutuações na atividade econômica, na inflação e nas políticas fiscal e monetária (GALÍ, 2017).

Os modelos DSGE, baseados na teoria econômica, conseguem fazer a ligação direta entre parâmetros estruturais, os quais se relacionam com o comportamento, preferências e tecnologia dos agentes em uma economia, com o comportamento das séries macroeconômicas agregadas, como produto e emprego (CAETANO; MOURA, 2013). Contudo, a modelagem DSGE tradicional se desenvolvia sobre um único agente representativo (os modelos RANK⁴⁴), não sendo possível incluir nenhum tipo de desigualdade entre as famílias, limitando-se à análise dos diferentes choques presenciados na economia.

Esses próprios modelos foram evoluindo, trazendo novas formas de analisar diferentes questões macroeconômicas. A literatura recente passou a trabalhar com agentes heterogêneos, chamados de modelos HANK (*Heterogeneous Agents New Keynesian*), que combinam essa heterogeneidade das famílias com rigidezes nominais e choques

⁴⁴ *Representative Agent New Keynesian model.*

agregados, permitindo a análise das questões distributivas, flutuações econômicas e políticas de estabilização dentro de uma mesma estrutura (KAPLAN; VIOLANTE, 2018).

Com base no modelo *spender-saver* de Campbell e Mankiw (1989) e Mankiw (2000), Galí, López-Salido e Vallés (2007) propuseram um modelo que faz uso de dois tipos de famílias: as famílias ricardianas, que recebem rendas do capital, tem acesso ao mercado financeiro e são capazes de otimizar seu consumo ao longo do tempo, e as famílias não-ricardianas, que não possuem acesso ao mercado financeiro e não conseguem suavizar seu consumo intertemporalmente, ou seja, seguem apenas uma regra de bolso: a de consumir toda renda recebida no mesmo período.⁴⁵

Esse tipo de modelagem Novo Keynesiana ficou conhecido como modelos TANK (*Two-Agent New Keynesian*), que para certos tipos de choques, esse tipo de modelo apresenta equivalência similar aos modelos HANK⁴⁶, com a vantagem de serem mais simples (KAPLAN; VIOLANTE, 2018). Esses dois tipos de agentes são úteis para se analisar a desigualdade de renda numa economia, uma vez que suas características se adequam às diferenças de renda entre as famílias. E, ao se utilizar a hipótese de participação limitada ao mercado de ativos num modelo DSGE, permite-se obter um estado estacionário caracterizado pela desigualdade na posse de riquezas (MOTTA; TIRELLI, 2014).

Segundo Mankiw (2000), os modelos devem levar em conta a heterogeneidade no comportamento do consumidor que se observa nos dados. Algumas famílias possuem horizontes longos de tempo, o que fica evidente pela grande concentração de riqueza e a importância das heranças na acumulação de capital privado. Outras possuem um horizonte de tempo curto, como evidenciado pela incapacidade de suavizar o consumo intertemporal e a ocorrência de famílias com quase nenhuma riqueza líquida.

Esse capítulo segue essa linha de modelos, busca incorporar agentes heterogêneos para analisar de forma teórica como políticas monetárias e fiscais agem sobre a desigualdade de renda. Além da diferenciação entre as famílias, para analisar os efeitos dos choques sobre a desigualdade, o modelo introduz também tributos distorcivos, como em

⁴⁵ Esse tipo de abordagem considera uma falha de mercado: a de imperfeição no mercado de capitais, que impõe restrição de liquidez para alguns indivíduos, uma das limitações dos modelos RANK.

⁴⁶ Para maiores explicações sobre os modelos RANK, HANK e TANK, sobre suas similaridades e diferenças, ver: Kaplan e Violante (2018) e Galí (2017).

Colciago (2007) e Iwata (2009)⁴⁷. Essa diferenciação de tributos adotado no modelo tende a modificar as decisões tomadas pelos agentes econômicos quanto ao consumo, trabalho e investimento, diferente dos efeitos de uma tributação do tipo *lump-sum*.

Alguns trabalhos já analisaram a distribuição de renda com modelos DSGE TANK no Brasil (SANTOS; PERREIRA, 2010; CEZÁRIO, 2014; BEVILÁQUA, 2017; MONASTIER, 2012). Diferente deles, este capítulo busca analisar os efeitos dos choques nas políticas monetária e fiscal tributária sobre a desigualdade de renda, considerando duas subclasses de agentes não-ricardianos no modelo e desigualdade de renda no estado estacionário. Ou seja, o modelo aqui utilizado vai além dos modelos TANK, porém seu grau de complexidade ainda é menor que nos modelos HANK, facilitando a análise dos mecanismos de transmissão dos choques. Além disso, inclui-se no modelo uma equação de Gini para medir o efeito na desigualdade de renda decorrente dos choques fiscais e monetários.

Quanto aos dois tipos de famílias não-ricardianas utilizadas no modelo, a primeira tem como única fonte de renda as transferências governamentais, como em Costa Junior, Sampaio e Gonçalves (2012), que aqui são consideradas apenas as famílias contempladas com benefícios sociais, como os de garantia de renda mínima. Essa classe recebe renda e gasta todo seu tempo com lazer ou tarefas não remuneradas. A segunda subclasse não recebe transferências do governo nem desfruta da renda do capital, mas recebe renda do trabalho e precisa decidir quanto trabalhar e quanto utilizar suas horas com lazer.

Ambas as subclasses não têm acesso ao mercado de títulos e não é capaz de suavizar seu consumo ao longo do tempo, diferenciando-se pelas fontes de rendas que possuem e nos tributos que pagam, em que a primeira paga apenas tributos sobre o consumo e a segunda, além deste, sobre a renda do trabalho. Este modelo, diferente dos que utilizam apenas dois tipos de famílias, parece estar mais de acordo com o que se observa na sociedade brasileira, em que parcela significativa da população tem como

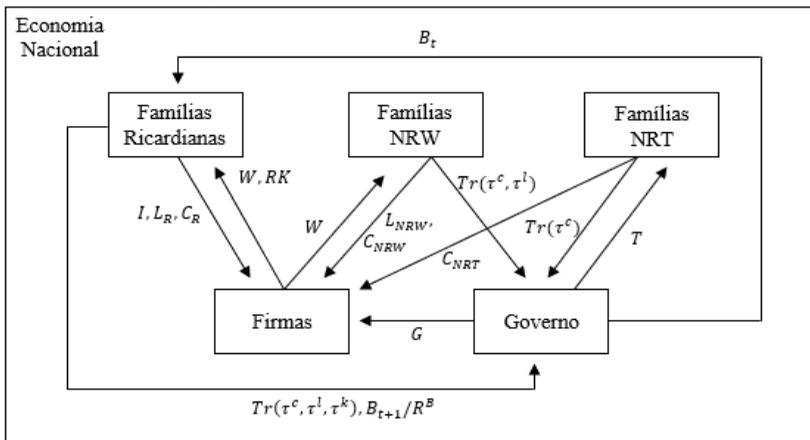
⁴⁷ Diversos estudos elaborados no Brasil já utilizaram a tributação distorciva no modelo DSGE. Ver, por exemplo, Santos e Pereira (2010); Costa Junior, Sampaio e Gonçalves (2012); Cezario (2014); Monastier (2012); Mosca (2017).

única fonte de renda algum tipo de transferência do governo ou apenas sua renda do trabalho.⁴⁸

4.3 O MODELO

O modelo DSGE utilizado para analisar o efeito das políticas monetária e fiscal sobre a desigualdade de renda no Brasil é construído com base na estrutura apresentada em Costa Junior (2015), consistindo num modelo com famílias heterogêneas (três classes), firmas e governo que interagem numa economia fechada com algum grau de rigidez de preços e salários e formação de hábitos. Busca-se com o modelo construído torná-lo mais próximo da realidade brasileira. A Figura 14 esquematiza o funcionamento da economia em análise:

Figura 14: Representação da economia estruturada no modelo, com famílias, firmas e governo atuando numa economia fechada.*



Fonte: Elaborado pelo autor.

* R – famílias Ricardianas; NRW – famílias Não-Ricardianas Trabalhadoras; NRT – famílias Não-Ricardianas que recebem Transferências; I – Investimento; L – Trabalho; C – Consumo; W – Salários; RK – Retorno do Capital; Tr – Tributos pagos (τ^c : tributo sobre o consumo; τ^l : tributo sobre a renda do trabalho; τ^k : tributo sobre a renda do capital); T – Transferências; B_{t+1}/R^B – preço dos títulos descontados pela taxa de juros base da economia; B_t – preço dos títulos; G – Consumo do Governo.

⁴⁸ A Subseção 4.3.4 vai mostrar que a proporção de famílias na economia que tem como única fonte de renda algum tipo de transferência do governo ou apenas sua renda do trabalho gira em torno de 25% e 35%, respectivamente.

4.3.1 Famílias

A economia é formada por um conjunto unitário de famílias indexadas por $j \in [0, 1]$, sendo que uma fração ω_R desse contínuo de famílias, indexadas por $R \in [0, \omega_R)$, tem acesso ao mercado financeiro e são conhecidas como famílias “Ricardianas”⁴⁹ e o restante das famílias, indexadas por $NR \in [\omega_R, 1]$, não têm acesso a esse tipo de mercado e simplesmente consomem a renda disponível corrente. Essas famílias são conhecidas como “Não-Ricardianas” e subdividem-se em duas classes de acordo com a fonte de suas rendas, aquelas que recebem renda apenas de transferências do governo do tipo *lump-sum*, indexadas por $NRT \in [\omega_R, \omega_{NRT})$, e aquelas que recebem apenas renda do trabalho, indexadas por $NRW \in [\omega_{NRT}, 1]$. Em suma, ω_R é a proporção de famílias ricardianas, ω_{NRT} é a proporção de famílias não-ricardianas NRT e ω_{NRW} é a proporção de famílias NRW da economia. Supõe-se que a proporção das famílias não se altera, apenas a proporção da renda disponível de cada uma delas.

A determinação do salário pelas famílias ricardianas e não-ricardianas NRW envolve a suposição de que elas ofertem, dentro da própria categoria, um trabalho diferenciado numa estrutura de concorrência monopolística. Esse serviço é vendido para uma firma agregadora de trabalho representativa que reúne esses diferentes tipos de trabalhos (L_j) em um único insumo trabalho (L). Os salários possuem determinado grau θ_W de rigidez, seguindo uma regra de Calvo (1983). Logo, a cada período, uma fração $(1 - \theta_W)$ das famílias pode reajustar o salário no período t . Mesmo escolhendo o salário ótimo, $W_{j,t}^*$, neste período, este tende a permanecer fixo com probabilidade θ_W^N por N períodos no futuro. O crescimento populacional é ignorado no modelo.

⁴⁹ A Teoria da Equivalência Ricardiana defende que um aumento nos gastos públicos através da geração de dívida e redução de impostos não tem qualquer efeito sobre a demanda total e taxa de juros. A dívida vai adiar os impostos para o futuro, fazendo com que as famílias (contribuintes) antecipem esse aumento e reajam no presente elevando a poupança privada, suavizando seu consumo ao longo do tempo (BARRO, 1989). De forma análoga, como essas famílias têm acesso ao mercado financeiro e conseguem suavizar seu consumo ao longo do tempo, foram denominadas de ricardianas.

4.3.1.1 Famílias não-ricardianas (NR)

4.3.1.1.1 Famílias não-ricardianas que recebem transferências do governo (NRT)

As famílias não-ricardianas *NRT*, como não participam do mercado de trabalho, devem apenas decidir o quanto consumir. Logo, seu problema é simples e se restringe a consumir toda a renda que recebe sob a forma de transferências do governo:

$$P_t(1 + \tau_t^c)C_{NRT,t} = T_t, \quad (1)$$

em que $C_{NRT,t}$ é o consumo das famílias não-ricardianas *NRT*, P_t é o nível geral de preços, τ_t^c é o tributo sobre a aquisição de bens de consumo e T_t é a transferência de renda líquida do governo recebida pelas famílias.

Para o cálculo da desigualdade de renda na economia, precisa-se definir a renda disponível de cada família. No caso das famílias não-ricardianas *NRT*, sua renda disponível ($Yd_{NRT,t}$) é dada por:

$$Yd_{NRT,t} = \frac{T_t}{(1 + \tau_t^c)}, \quad (2)$$

ou seja, a renda disponível das famílias *NRT* depende da quantidade de transferências repassadas pelo governo e dos tributos que incidem sobre o consumo, dado que toda a renda dessas famílias é consumida no mesmo período.

4.3.1.1.2 Famílias não-ricardianas que participam do mercado de trabalho (NRW)

As famílias *NRW* buscam maximizar determinada função de bem-estar que leva em conta consumo e lazer no período. Nesse tipo de função, espera-se que aumentos no consumo traga maior utilidade para as famílias, enquanto que aumentos nas horas trabalhadas, ao passo que significam menos lazer, elevem a desutilidade para elas⁵⁰. Assim, essas

⁵⁰ Ou seja, $f'(U_C) > 0$ e $f'(U_L) < 0$. Como se admitirá uma função côncava, tem-se também que $f''(U_C) < 0$ e $f''(U_L) < 0$.

famílias decidem o quanto consumir e trabalhar de acordo com a seguinte função:

$$\max_{C_{NRW,t}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_{NRW,t} - \phi_c C_{NRW,t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{NRW,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right], \quad (3)$$

sujeito à restrição orçamentária:

$$P_t(1 + \tau_t^c)C_{NRW,t} = W_t(1 - \tau_t^l)L_{NRW,t}, \quad (4)$$

em que $C_{NRW,t}$ é o consumo e $L_{NRW,t}$ é a quantidade de trabalho ofertada pelas famílias não-ricardianas NRW . Como esse tipo de família é a única não-ricardiana que trabalha, então $L_{NRW,t}$ é também o total de trabalho ofertado pelas famílias não-ricardianas. β é o fator de desconto intertemporal, ϕ_c é o fator que mede a persistência do hábito, σ é o coeficiente de aversão ao risco relativo, φ é a desutilidade marginal da oferta de trabalho, W_t é o nível geral de salários e τ_t^l é o tributo sobre a renda do trabalho.

As famílias não-ricardianas NRW apresentam a seguinte função de renda disponível ($Yd_{NRW,t}$), que leva em conta a renda do trabalho líquida recebida, descontada pelos tributos que incidem sobre o consumo, uma vez que consomem toda sua renda disponível no período corrente:

$$Yd_{NRW,t} = \frac{W_t(1 - \tau_t^l)L_{NRW,t}}{(1 + \tau_t^c)}. \quad (5)$$

4.3.1.2 Famílias ricardianas (R)

Assim como as famílias NRW , as famílias ricardianas devem escolher entre consumo e lazer para maximizar sua função de bem-estar. No entanto, diferente das outras famílias, as ricardianas têm acesso ao mercado financeiro e adquirem títulos descontados pela taxa básica de juros $\left(\frac{B}{RB}\right)$ emitidos pelo governo em cada período. Neste caso, as famílias ricardianas devem resolver o seguinte problema:

$$\max_{C_{R,t}, K_{t+1}, I_t, B_{t+1}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_{R,t} - \phi_c C_{R,t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_{R,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right], \quad (6)$$

Sujeito à restrição orçamentária:

$$P_t(1 + \tau_t^c)(C_{R,t} + I_t) + \frac{B_{t+1}}{R_t^B} = W_t(1 - \tau_t^l)L_{R,t} + R_t(1 - \tau_t^k)K_t + B_t, \quad (7)$$

e à lei de movimento do capital privado, dada por:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t, \quad (8)$$

em que $C_{R,t}$ é o consumo e $L_{R,t}$ é o trabalho ofertado pelas famílias ricardianas, K_t é o capital privado, I_t é o investimento, B_{t+1} é o número de títulos emitidos em t ao preço P_t^B , R_t^B é a taxa de juros base da economia e R_t é a taxa de juros nominal bruta.

A renda disponível das famílias ricardianas ($Yd_{R,t}$) vai depender dos recursos recebidos e, como não consomem toda a renda disponível recebida, utilizando parte dos recursos com a compra de títulos, tem o efeito dos tributos sobre o consumo apenas sobre a renda gasta com C e I :

$$Yd_{R,t} = W_t(1 - \tau_t^l)L_{R,t} + R_t(1 - \tau_t^k)K_t + B_t - \tau_t^c(C_{R,t} + I_t). \quad (9)$$

Como a diferenciação entre os trabalhos ofertados não ocorre necessariamente entre as famílias ricardianas (R) e não-ricardianas (NRW)⁵¹, o problema de definição dos salários é único, $x = \{R, NRW\}$, e dado por:

$$\max_{W_{j,t}^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^i \left\{ -\frac{1}{1 + \varphi} \left[L_{x,t+i} \left(\frac{W_{t+i}}{W_{j,t}^*} \right)^{\psi_w} \right]^{1+\varphi} + \lambda_{x,t+i} \left[W_{j,t}^* L_{x,t+i} \left(\frac{W_{t+i}}{W_{j,t}^*} \right)^{\psi_w} (1 - \tau_{t+i}^l) \right] \right\}, \quad (10)$$

⁵¹ Essa é uma suposição forte. Sabe-se que há diferenças salariais na sociedade em função, por exemplo, de diferenças de produtividade entre os indivíduos. Mas os resultados analisados neste trabalho não estão relacionados a diferenças salariais ou de produtividade, então essa suposição não terá efeitos significativos.

em que $W_{j,t}$ e $W_{j,t}^*$ são os salários nominal e ótimo, respectivamente, da família j e ψ_w é a elasticidade de substituição entre os trabalhos diferenciados.

Como são utilizadas famílias com funções e preferências diferentes no modelo, deve-se adotar uma regra de agregação do consumo, do trabalho e da renda disponível. A regra adotada se baseia na forma de agregação utilizada em diversos trabalhos (GALÍ; LÓPEZ-SALIDO; VALLÉS, 2007; FURLANETTO; SENECA, 2012; MOTTA; TIRELLI, 2014; COLCIAGO, 2007), diferindo pela presença de três famílias heterogêneas. Dessa forma, a regra de agregação para o consumo é dada por:

$$C_t = \omega_R C_{R,t} + \omega_{NRT} C_{NRT,t} + \omega_{NRW} C_{NRW,t}, \quad (11)$$

em que o consumo de cada família depende da proporção de cada uma delas na sociedade. Como somente as famílias ricardianas e não-ricardianas NRW participam do mercado de trabalho, a regra de agregação leva em conta somente a proporção dessas famílias na composição total da quantidade de trabalho na economia, da seguinte forma:

$$L_t = \frac{\omega_R}{\omega_R + \omega_{NRW}} L_{R,t} + \frac{\omega_{NRW}}{\omega_R + \omega_{NRW}} L_{NRW,t}. \quad (12)$$

Como se supõe desigualdade de renda na economia, a agregação da renda disponível das famílias (Yd_t) vai necessitar de uma adaptação. Diferente do sistema de agregação anterior, a participação das famílias na renda disponível total difere da porcentagem da população que elas representam. Por isso, ajusta-se a proporção da população correspondente a cada família de acordo com a participação relativa delas na renda disponível total, considerando o parâmetro ajustado ω^{Yd} , da seguinte forma:

$$Yd_t = \omega_R^{Yd} Yd_{R,t} + \omega_{NRT}^{Yd} Yd_{NRT,t} + \omega_{NRW}^{Yd} Yd_{NRW,t}. \quad (13)$$

4.3.1.3 Desigualdade

A desigualdade de renda surge ao passo que a renda disponível total não é distribuída de maneira proporcional ao tamanho de cada grupo

de famílias na economia. Por exemplo, como será apresentado na subseção 4.3.4, enquanto a proporção de famílias não-ricardianas *NRT* representa cerca de 25,5% da população, a renda acumulada por essas famílias corresponde a apenas 5% do total. Como indicador de desigualdade, utiliza-se o índice de Gini (*IG*), formalmente medido como a área entre a curva de perfeita igualdade (linha de 45°) e a curva de Lorenz (curva que relaciona a distribuição acumulada da renda à distribuição acumulada da população), dividida pela área sob a curva de perfeita igualdade.

Dentre os diferentes modos de cálculo do índice de Gini, pela disponibilidade de dados e método de cálculo, opta-se pela utilização da fórmula de Brown (1994), dada pela seguinte equação:

$$IG_t = 1 - \sum_{i=0}^{i=2} (\Omega_{i+1,t} - \Omega_{i,t})(YD_{i+1,t} + YD_{i,t}), \quad (14)$$

em que Ω_t é a proporção acumulada das famílias, YD_t é a proporção acumulada da renda disponível das famílias e i ordena as famílias da mais pobre ($1 = NRT$) para a mais rica ($3 = R$). Ou seja, quando $i = 0$, tem-se: $\Omega_{1,t} = \omega_{NRT}$ e $YD_{1,t} = Yd_{NRT,t}$; quando $i = 1$: $\Omega_{2,t} = \omega_{NRT} + \omega_{NRW}$ e $YD_{2,t} = Yd_{NRT,t} + Yd_{NRW,t}$; e, quando $i = 2$: $\Omega_{3,t} = \omega_{NRT} + \omega_{NRW} + \omega_R$ e $YD_{3,t} = Yd_{NRT,t} + Yd_{NRW,t} + Yd_{R,t}$.⁵²

4.3.2 Firmas

Dois tipos de firmas irão participar do setor produtivo da economia: firmas produtoras de bens intermediários, que são firmas atacadistas, e firmas que produzem bens finais, as firmas varejistas. As firmas produtoras de bens intermediários vão definir os níveis de trabalho e capital utilizados na produção, interferindo nas decisões tomadas pelas famílias. As firmas produtoras de bens finais serão representadas pela existência de uma firma representativa, que agrega os bens intermediários em um único bem (ou cesta de bens) que será vendido numa estrutura de concorrência perfeita e consumido pelos agentes econômicos.

O setor de bens intermediários é composto por diversas firmas atacadistas produtoras de bens diferenciáveis e que atuam numa estrutura

⁵² Pode-se abrir a equação (14), com algumas manipulações algébricas, da seguinte forma: $IG_t = 1 - [(\omega_{NRT})(Yd_{NRT}) + (\omega_{NRW})(Yd_{NRW} + 2Yd_{NRT}) + (\omega_R)(Yd_R + 2Yd_{NRW} + 2Yd_{NRT})]$.

de mercado de concorrência monopolística. Essas empresas devem decidir qual o nível contratado de fatores de produção (trabalho e capital), em que os preços desses fatores já estão definidos, e o preço de seu bem através de uma função de produção que leva em conta seu poder de mercado. Supõe-se que essas firmas possuem retornos de escala constantes, custo fixo igual a zero e custo marginal de produção que independe da quantidade produzida⁵³. O crescimento da produtividade também é ignorado neste modelo. Uma firma atacadista qualquer resolve seu problema partindo da minimização do seu custo de produção, isto é,

$$\min_{L_{j,t}, K_{j,t}} = W_t L_{j,t} + R_t K_{j,t} , \quad (15)$$

sujeito à seguinte função de produção Cobb-Douglas:

$$Y_{j,t} = A_t K_{j,t}^{\alpha_1} L_{j,t}^{(1-\alpha_1)} , \quad (16)$$

em que $Y_{j,t}$ é o produto da firma j , $K_{j,t}$ é o capital privado utilizado pela empresa j , α_1 e $(1 - \alpha_1)$ são as elasticidades do nível de produção em relação ao capital privado e ao trabalho, e A_t é o nível tecnológico adotado pelas firmas, com lei de movimento dada por $\log A_t = (1 - \rho_A) \log A_{ss} + \rho_A \log A_{t-1}$, em que o subscrito “ss” indica o valor da variável no estado estacionário, normalizado para 1 neste caso, e ρ_A é o parâmetro auto-regressivo de A .

A firma atacadista também precisa definir o preço que será cobrado pelo seu produto. A decisão de quanto produzir em cada período segue uma regra de Calvo (1983), ou seja, para definir o preço do bem em t , a firma deve levar em conta que existe uma probabilidade θ , a cada período, de manter o preço do seu bem fixo no próximo período e a probabilidade $(1 - \theta)$ de reajustar seu preço de forma ótima. Logo, a firma atacadista enfrenta o seguinte problema de maximização dos lucros:

$$\max_{P_{j,t}^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i (P_{j,t}^* Y_{j,t+i} - CT_{j,t+i}) , \quad (17)$$

⁵³ Neste caso, tem-se a função custo marginal igual à função custo total média. Por sua vez, isso implica que o custo total pode ser expresso pela quantidade produzida vezes o custo marginal.

em que $P_{j,t}^*$ é o preço ótimo do bem da firma j e $CT_{j,t+1}$ é o custo total da firma j no próximo período. Como condições de primeira ordem para o problema das firmas atacadistas tem-se:

$$L_{j,t} = \alpha_2 CM_{j,t} \frac{Y_{j,t}}{W_t}, \quad (18)$$

$$K_{j,t} = \alpha_1 CM_{j,t} \frac{Y_{j,t}}{R_t}, \quad (19)$$

com custo marginal ($CM_{j,t}$) igual a:

$$CM_{j,t} = \left(\frac{W_t}{1 - \alpha_1} \right)^{(1-\alpha_1)} \left(\frac{R_t}{\alpha_1} \right)^{\alpha_1}, \quad (20)$$

e preço ótimo igual a:

$$P_{j,t}^* = \left(\frac{\psi}{\psi - 1} \right) E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i CM_{j,t+i}, \quad (21)$$

em que $\psi > 1$ é a elasticidade de substituição entre os bens de atacado.

Quanto à firma varejista, ela vai buscar maximizar sua função lucro,

$$\max_{Y_{j,t}} P_t Y_t - \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} dj, \quad (22)$$

utilizando a seguinte função de produção, proposta por Dixit e Stiglitz (1977):

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\psi-1}{\psi}} dj \right)^{\frac{\psi}{\psi-1}}, \quad (23)$$

em que Y_t é o produto dos varejistas no período t e P_t é o preço nominal do produto de varejo. P_t , por pertencer a uma estrutura de mercado de

concorrência perfeita e precificar Y_t , um agregado de infinitos bens intermediários, pode ser considerado também como um índice de preços.

Resolvendo para (22) e (23), tem-se a função de demanda pelo bem de atacado j , que é diretamente proporcional à demanda agregada (Y_t) e inversamente proporcional ao seu nível de preços relativo ($1/\frac{P_{j,t}}{P_t}$),

$$Y_{j,t} = Y_t \left(\frac{P_t}{P_{j,t}} \right)^\psi, \quad (24)$$

e a regra de precificação dos bens finais:

$$P_t = \left[\theta P_{t-1}^{1-\psi} + (1-\theta) P_t^{*1-\psi} \right]^{\frac{1}{1-\psi}}. \quad (25)$$

4.3.3 Governo

O governo participa da economia sendo a autoridade monetária e fiscal. Como autoridade fiscal, tributa as famílias e emite dívida para financiar os seus gastos correntes, G_t , e transferências de renda às famílias, T_t . Supõe-se que não há renda proveniente da emissão de moeda (senhoriagem) no modelo. Assim, o governo enfrenta a seguinte restrição orçamentária:

$$\frac{B_{t+1}}{R_t^B} - B_t + Tr_t = P_t G_t + T_t, \quad (26)$$

sendo a receita tributária (Tr_t) dada por:

$$Tr_t = \tau^c P_t (C_t + I_t) + \tau^l W_t L_t + \tau^k (R_t - \delta) K_t. \quad (27)$$

Na equação (27), tem-se que a receita tributária do governo decorre da alíquota do tributo sobre o consumo vezes o nível de preços e a quantidade de consumo agregado e investimentos realizados em t , da alíquota do tributo que incide sobre a renda do trabalho vezes o nível de salários e a quantidade de horas trabalhadas agregadas. Por fim, a receita tributária depende também da alíquota do tributo que incide sobre a renda do capital vezes o capital da economia e a taxa de retorno desse capital, descontada a taxa de depreciação.

Os instrumentos de política fiscal e arrecadatória do governo seguem uma regra de política fiscal, como em Gadelha (2012):

$$\frac{Z_t}{Z_{SS}} = \left(\frac{Z_{t-1}}{Z_{SS}} \right)^{\gamma_Z} \left(\frac{B_t}{Y_{t-1}} \times \frac{Y_{SS}}{B_{SS}} \right)^{(1-\gamma_Z)\phi_Z} S_t^Z, \quad (28)$$

e choque fiscal (S^Z) dado por:

$$\log S_t^Z = (1 - \rho_Z) \log S_{SS}^Z + \rho_Z \log S_{t-1}^Z + \varepsilon_{Z,t}, \quad (29)$$

em que $Z_t = \{G_t, T_t, \tau_t^c, \tau_t^l, \tau_t^k\}$, ρ_Z é um parâmetro auto-regressivo de Z , γ_Z é o grau de persistência da política fiscal Z , ϕ_Z é a relação da política fiscal com a dívida pública e o produto e $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_Z)$ representa um choque aleatório.

Como autoridade monetária, o governo busca a estabilidade de preços através de uma regra de Taylor:

$$\frac{R_t^B}{R_{SS}^B} = \left(\frac{R_{t-1}^B}{R_{SS}^B} \right)^{\gamma_R} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi_{SS}} \right)^{\gamma_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_{SS}} \right)^{\gamma_Y} \right]^{(1-\gamma_R)} S_t^m, \quad (30)$$

em que γ_Y e γ_π são, respectivamente, as sensibilidades da taxa básica de juros em relação ao produto e à taxa de inflação, γ_R é o parâmetro de suavização da taxa de juros e S_t^m é o choque monetário, representado por:

$$\log S_t^m = (1 - \rho_m) \log S_{SS}^m + \rho_m \log S_{t-1}^m + \varepsilon_{m,t}, \quad (31)$$

Concluindo o modelo, este deve garantir, como condição de equilíbrio, que o produto nacional seja igual à soma do consumo, do investimento e do gasto público no período t , ou seja, $Y_t = C_t + I_t + G_t$.

4.3.4 Calibração e estimação do modelo

Após estabelecer a estrutura do modelo, cabe apresentar os parâmetros que serão utilizados na estimação. Este trabalho utiliza a técnica de calibração⁵⁴ para a estimação do modelo, como em Kydland e Prescott (1982) e Galí, López-Salido e Vallés (2007). Os valores dos

⁵⁴ Outro método utilizado com frequência nos modelos DSGE é o Bayesiano. Maiores informações acerca dessa abordagem ver An e Schorfheide (2007).

parâmetros foram obtidos através de outros trabalhos que já os utilizaram em seus modelos e de estimações próprias com base nos dados da economia brasileira, visando retratá-la. A Tabela 7 apresenta na sequência os parâmetros utilizados, sua definição, seus valores e sua fonte.

Determinar com exatidão a proporção dos diferentes tipos de famílias que atuam na economia, definidas neste trabalho, é uma tarefa difícil, pois existem famílias que se enquadrariam em diferentes grupos, como as que recebem renda de transferências, mas, ao mesmo tempo, recebem algum tipo de renda do capital. Por isso, foi preciso fazer algumas suposições e considerar os valores de maneira aproximada. O parâmetro ω_R foi estimado com base no número de declarações feitas no Imposto de Renda da Pessoa Física (IRPF) em 2015.

Supôs-se que as declarações do IRPF foram feitas por pessoas que recebem renda do trabalho elevada, capazes de formar poupança, ou algum tipo de renda do capital, sejam alugueis, juros, dividendos, etc. Uma vez que grande parte da população é isenta de declarar sua renda por não atingirem um montante mínimo anual, considerar as pessoas que declaram o imposto de renda como “ricardianas” parece algo plausível. Além disso, cada pessoa declarante foi considerada uma família.⁵⁵ O número obtido foi então dividido pelo número de famílias no Brasil em 2015, divulgado pelo IBGE⁵⁶. O valor de ω_R , de 0,3862, ficou próximo ao utilizado por Carvalho e Valli (2010) e Vereda e Cavalcanti (2010) referente à proporção de famílias ricardianas na economia, de 0,4.

No outro extremo da distribuição de renda, considerou-se para o cálculo do parâmetro ω_{NRT} o número de famílias beneficiadas por programas sociais de transferência de renda em 2015, como o Bolsa Família (BF) e o Benefício de Prestação Continuada (BPC), cujos dados são divulgados pelo Ministério de Desenvolvimento Social e organizados pelo IPEADATA. O número de benefícios do BF é divulgado por famílias, enquanto o do BPC é por número de benefícios. Como o programa de BPC leva em conta a renda familiar *per capita* para conceder o benefício, o número de benefícios também foi considerado como o número de famílias contempladas.

⁵⁵ Essa não é uma suposição absurda, dado que é possível declaração conjunta dos rendimentos pelos casais.

⁵⁶ Cerca de 71 milhões de famílias. Disponível em: <https://seriesestatisticas.ibge.gov.br>. Acesso em 10/01/2015.

Tabela 7: Calibração dos parâmetros utilizados no modelo.

Parâmetro	Definição	Valor calibrado	Fonte
σ	Coefficiente de aversão ao risco relativo	2	Vereda e Cavalcanti (2010)
φ	Desutilidade marginal do trabalho	1,5	Vereda e Cavalcanti (2010)
α	Participação do capital no produto	0,333	Gadelha e Divino (2013)
β	Fator de desconto	0,985	Vereda e Cavalcanti (2010)
δ	Taxa de depreciação do capital	0,025	Vereda e Cavalcanti (2010)
ψ	Elasticidade de substituição entre os bens intermediários	6	Carvalho e Valli (2010)
θ	Grau de rigidez dos preços	0,74	Gadelha e Divino (2013)
θ_w	Grau de rigidez dos salários	0,765	Carvalho e Valli (2010)
ψ_w	Elasticidade de substituição entre os trabalhos diferenciados	6	Carvalho e Valli (2010)
ρ_{τ^c}	Parâmetro auto-regressivo do choque fiscal no tributo sobre o consumo	0,9	Gadelha e Divino (2013)
ρ_{τ^l}	Parâmetro auto-regressivo do choque fiscal no tributo sobre a renda do trabalho	0,9	Gadelha e Divino (2013)
ρ_{τ^k}	Parâmetro auto-regressivo do choque fiscal no tributo sobre a renda do capital	0,9	Gadelha e Divino (2013)
ρ_m	Parâmetro auto-regressivo do choque monetário	0,9	Gadelha e Divino (2013)
ρ_A	Parâmetro auto-regressivo do choque tecnológico	0,9	Gadelha e Divino (2013)
γ_{τ^c}	Persistência do tributo sobre o consumo	0,2	Gadelha e Divino (2013)
γ_{τ^l}	Persistência do tributo sobre a renda do trabalho	0,2	Gadelha e Divino (2013)
γ_{τ^k}	Persistência do tributo sobre a renda do capital	0,2	Gadelha e Divino (2013)
γ_G	Persistência do gasto público	0,95	Gadelha e Divino (2013)
γ_T	Persistência da transferência de renda	0,95	Definido pelo autor por analogia ao γ_G
γ_R	Persistência da taxa de juros	0,79	Castro et al. (2015)

Parâmetro	Definição	Valor calibrado	Fonte
γ_{π}	Sensibilidade da taxa de juros em relação à inflação	2,43	Castro et al. (2015)
γ_Y	Sensibilidade da taxa de juros em relação ao PIB	0,16	Castro et al. (2015)
ϕ_{τ^c}	Relação do tributo do consumo sobre o produto e à dívida	1,092	Gadelha e Divino (2013)
ϕ_{τ^l}	Relação do tributo da renda do trabalho sobre o produto e à dívida	1,544	Gadelha e Divino (2013)
ϕ_{τ^k}	Relação do tributo da renda do capital sobre o produto e à dívida	1,508	Gadelha e Divino (2013)
ϕ_{BSS}	Proporção da dívida pública em relação ao PIB	0,615	BCB (média de 2015)
ϕ_G	Relação do gasto público sobre o produto e à dívida	0,9973	Gadelha e Divino (2013)
ϕ_{Td}	Relação da transferência de renda sobre o produto e à dívida	0.005	Monastier (2012)
ϕ_{TSS}	Proporção das transferências em relação ao PIB	0.011	Estimado pelo autor – dados do Ministério da Fazenda (2015)
ϕ_c	Persistência do hábito	0,634	Moura (2015)
ω_R	Proporção de famílias ricardianas	0,3862	Estimado pelo autor - declarações do IRPF (2015)
ω_{NRT}	Proporção de famílias não-ricardianas que recebem apenas renda de transferências	0,2551	Estimado pelo autor - IPEADATA/MDS (2015)
ω_{NRW}	Proporção de famílias não-ricardianas que recebem apenas renda do trabalho	0,3587	Estimado pelo autor: $(1 - \omega_{NRT} - \omega_R)$.
ω_R^{Yd}	Participação na renda disponível das famílias ricardianas	0,7430	Estimado pelo autor - PNAD (2015)
ω_{NRT}^{Yd}	Participação na renda disponível das famílias não-ricardianas que recebem apenas transferências	0,0504	Estimado pelo autor - PNAD (2015)
ω_{NRW}^{Yd}	Participação na renda disponível das famílias não-ricardianas que trabalham	0,2066	Estimado pelo autor - PNAD (2015)

Fonte: Elaborado pelo autor.

O valor somado do número famílias beneficiadas pelo BF e pelo BPC correspondem a 0,2551 do número total de famílias. Esse valor está próximo aos valores (0,20) utilizados para esse tipo de classe, de não-ricardianos, em outros trabalhos, como em Costa Junior, Sampaio e Gonçalves (2012) e Beviláqua (2017). A proporção de famílias NRW , ω_{NRW} , no modelo foi obtida através da subtração do total (igual a 1) as proporções ω_{NRT} e ω_R . Definidas as proporções de cada classe de famílias no modelo, com a utilização dos microdados da PNAD (2015) e sua distribuição por centis da renda total da população, pôde-se obter a quantidade de renda disponível pertencente a cada classe, os ω_x^{Yd} , com $x = \{R, NRT, NRW\}$.

A proporção da dívida pública em relação ao PIB foi obtida dos dados disponibilizados pelo Banco Central do Brasil (BCB), considerando a média para o ano de 2015⁵⁷. A proporção das transferências em relação ao PIB foi obtida considerando-se o total de transferências para Benefício de Prestação Continuada e Bolsa Família, informado no Relatório de análise econômica dos gastos públicos federais⁵⁸. No estado estacionário, com base nas estimações de Monastier (2012), considerou-se os seguinte valores para os tributos sobre o consumo, renda do trabalho e do capital: $\tau_t^c = 0,2821$, $\tau_t^l = 0,0664$ e $\tau_t^k = 0,1863$. Também foi normalizado para 1 o valor do nível tecnológico, do nível de preços e inflação no estado estacionário. Os demais parâmetros foram obtidos nos trabalhos referenciados na Tabela 7.

Quanto à estimação do modelo, como em Costa Junior e Sampaio (2016), considera-se que o B_t é um título nominal emitido em $t - 1$ e maturado em t . Logo, os valores de B_{t+1} e K_{t+1} são decididos em t . As equações do modelo foram linearizadas através do método de log-linearização de Uhlig (1995) e as equações de estado estacionário podem, assim como as deduções das equações do modelo, ser encontradas em Costa Junior (2015). Por fim, o equilíbrio do modelo é atingido com um conjunto de trinta e seis equações representando o comportamento do mesmo número de variáveis, sendo trinta e duas delas endógenas ($Y_t, Yd_t, Yd_{R,t}, Yd_{NRT,t}, Yd_{NRW,t}, I_t, C_t, C_{R,t}, C_{NRT,t}, C_{NRW,t}, G_t, K_t, L_t, L_{R,t}, L_{NRW,t}, R_t, W_t, CM_t, P_t, \pi_t, \pi_{W,t}, R_t^B, \lambda_{R,t}, \lambda_{NRW,t}, Tr_t, T_t, B_t, A_t, IG_t, \tau_t^c, \tau_t^l, \tau_t^k$) e quatro exógenas ($\varepsilon_{\tau_t^c}^c, \varepsilon_t^l, \varepsilon_t^k$ e $\varepsilon_{m,t}$).

⁵⁷ Disponível em: <https://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 10/01/2019.

⁵⁸ Disponível em: <http://www.fazenda.gov.br>. Acesso em 10/01/2019.

4.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicia-se a seção de resultados com a análise dos valores das variáveis no estado estacionário da economia, apresentados na Tabela 8. Levando-se em conta as equações teóricas e parametrizações específicas do modelo, observa-se que os resultados chegam a valores para o estado estacionário da economia em que a renda das famílias ricardianas é maior que o das famílias não-ricardianas, e que a renda das famílias *NRW* é superior ao das famílias *NRT*, condizendo com as hipóteses iniciais do modelo no que diz respeito à situação socioeconômica da população. Logo, o modelo apresenta desigualdade de renda na sociedade no estado estacionário, identificado pela variável do índice de Gini (*IG*) com valor positivo.

Tabela 8: Valores das variáveis no Estado Estacionário (EE).*

Variável	Valor no EE	Variável	Valor no EE
Y	0	P	0.6301
Yd	1.3739	π	0
Yd_R	1.9065	π_w	0
Yd_{NRT}	-0.4829	R^B	0
Yd_{NRW}	-0.0885	λ_R	-1.1234
I	-1.2019	λ_{NRW}	-1.1234
C	-0.5329	Tr	2.4676
C_R	0.0229	τ^c	2.2416
C_{NRT}	-1.1131	τ^k	3.0955
C_{NRW}	-0.7186	τ^l	3.1694
G	2.04717	T	0.0103
K	-1.2019	B	2.0527
L	-0.8992	A	1
L_R	-0.8992	IG	0.2878
L_{NRW}	-0.8992	W	1.5293
R	1.8321	CM	0.6301

Fonte: Elaborado pelo autor.

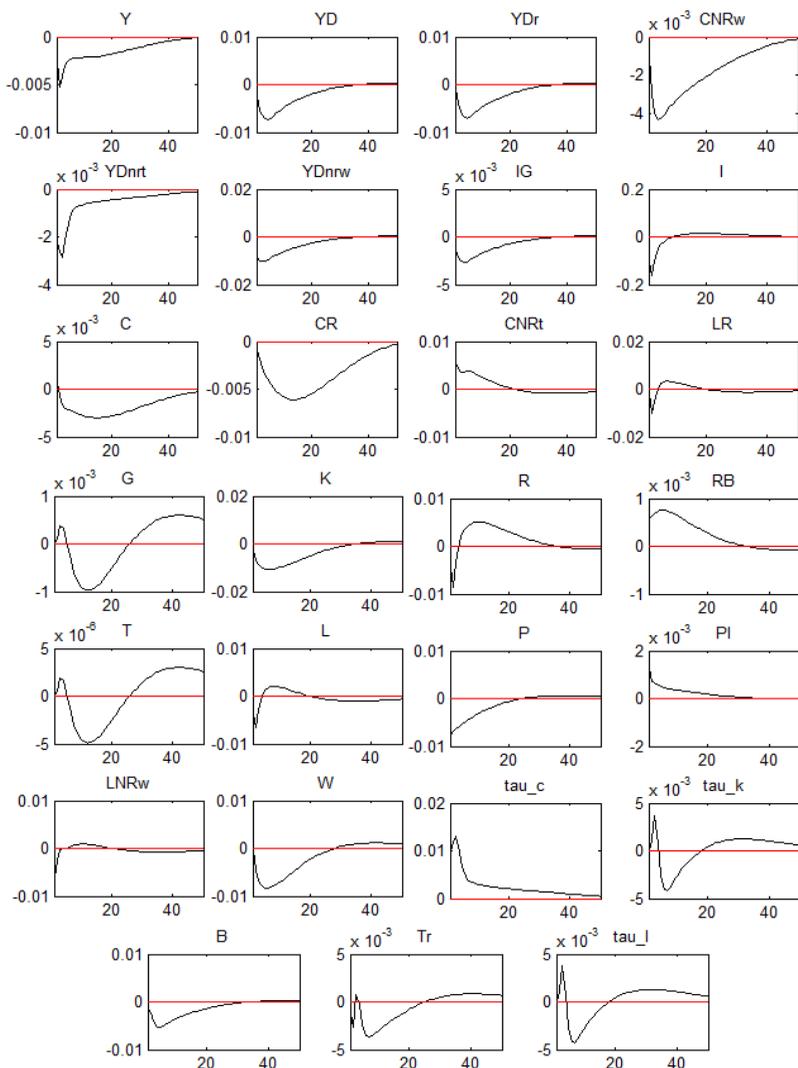
Na sequência, os resultados obtidos serão analisados com base nas funções impulso-resposta decorrente de um choque positivo de 0,01 desvio-padrão nas variáveis de política fiscal tributária, τ_t^c , τ_t^l e τ_t^k , e de um choque positivo de 0,01 desvio-padrão na política monetária, R^B . A análise tem como foco analisar o sentido do efeito desses choques, se positivo ou negativo, sobre as rendas das diferentes famílias do modelo e o efeito final sobre a desigualdade de renda na sociedade. A magnitude dos choques não será analisada, servindo apenas como análise comparativa entre os diferentes resultados das variáveis.

4.4.1 Efeito redistributivo de um choque positivo no tributo sobre o consumo

Observa-se na Figura 15 que um choque transitório positivo no tributo sobre o consumo gera uma redução no nível de desigualdade de renda da sociedade. A desigualdade cai por aproximadamente cinco períodos após o choque, quando inverte sua tendência e passa a retornar suavemente ao seu nível de estado estacionário. A renda disponível de todas as famílias do modelo cai com o aumento do tributo, mas por motivos diversos. A partir dos efeitos que se propagam na economia decorrente do choque, além do efeito direto do aumento do tributo, observa-se que renda das famílias ricardianas se reduz também em função da queda no nível de salários, queda no preço dos títulos públicos e queda no capital acumulado.

Além desses fatores, variáveis como a taxa que remunera o capital, o nível de emprego das famílias ricardianas e os tributos que incidem sobre a renda do capital e do trabalho agem no sentido de reduzir ainda mais a renda disponível das famílias otimizadoras nos primeiros períodos pós choque. Com o passar do tempo (cerca de cinco períodos), as tendências se invertem e puxam a renda disponível para seu nível de estado estacionário. A renda disponível das famílias não-ricardianas *NRW* é reduzida também pela queda no nível de salários, no número de horas trabalhadas e pelo aumento no tributo sobre a renda do trabalho, sendo que as últimas duas variáveis apresentam efeitos negativos sobre a renda disponível apenas nos primeiros (aproximadamente cinco) períodos após o choque.

Figura 15: Funções impulso-resposta de um aumento temporário nos tributos sobre o consumo.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: $Y = Y$; $YD = Yd$; $YDr = Yd_R$; $YDnrt = Yd_{NRT}$; $YDnrw = Yd_{NRW}$; $IG = IG$; $I = I$; $C = C$; $CR = C_R$; $CNRw = C_{NRW}$; $CNRt = C_{NRT}$; $LR = L_R$; $G = G$; $K = K$; $R = R$; $RB = R^B$; $T = T$; $L = L$; $P = P$; $PI = \pi$; $LNRw = L_{NRW}$; $W = W$; $\text{tau}_c = \tau^c$; $\text{tau}_k = \tau^k$; $\text{tau}_l = \tau_l$; $B = B$; $Tr = Tr$.

A renda disponível das famílias não-ricardianas *NRT* se reduz quase exclusivamente pelo aumento no tributo sobre o consumo. As transferências de renda do governo oscilam no período, contudo, sua magnitude é muito baixa (em termos relativos) para ter efeitos significativos sobre as rendas dessas famílias. Como o nível de transferências responde pouco a variações no produto e na dívida do governo (definido nos parâmetros) e a proporção das diferentes famílias no modelo é constante no tempo, já era esperado esse baixo efeito das transferências.

As consequências apresentadas acima, que impactam na renda disponível das famílias, são reflexo dos efeitos que o choque positivo no tributo que incide sobre o consumo gera nas variáveis econômicas, como a redução do produto da economia, do nível de investimentos, do consumo agregado e do nível de preços. O choque também eleva a inflação, a taxa de juros base da economia e faz com que os gastos do governo oscilem, com elevação nos cinco primeiros períodos. Outro fato que se observa é que o efeito arrecadatório do tributo é prejudicado pela queda nas variáveis cujo tributo incide, como consumo agregado e investimentos. Na média dos cinquenta períodos analisados, a receita tributária tende a ser negativa.

Um fato se destaca nos resultados: o aumento no consumo das famílias não-ricardianas *NRT*. Apesar do aumento no tributo sobre o consumo, a queda no nível geral de preços permite que essas famílias, que tem como único objetivo consumir toda a renda disponível, aumentem seu consumo por vários períodos. Enfim, dado que houve queda em todas as rendas disponíveis como decorrência do choque, estima-se que a queda no indicador de desigualdade de renda se dê pela queda maior nas rendas das famílias pertencentes aos extratos superiores da distribuição de renda, as famílias ricardianas e não-ricardianas *NRW*.

4.4.2 Efeito redistributivo de um choque positivo no tributo sobre a renda do trabalho

Analisando-se o efeito de um choque transitório positivo na tributação que incide sobre os salários dos trabalhadores, de acordo com a Figura 16, observa-se que a renda disponível das famílias ricardianas cai no momento do choque e passa a retornar suavemente ao seu estado estacionário após cinco períodos. A renda disponível dessas famílias se reduz, além da influência do tributo que reduz a renda líquida do trabalho, em função das quedas no nível de salários da economia, no nível de emprego das famílias ricardianas, no nível de capital e da taxa de juros

que remunera esse capital e na queda dos preços dos títulos públicos que essas famílias detêm.

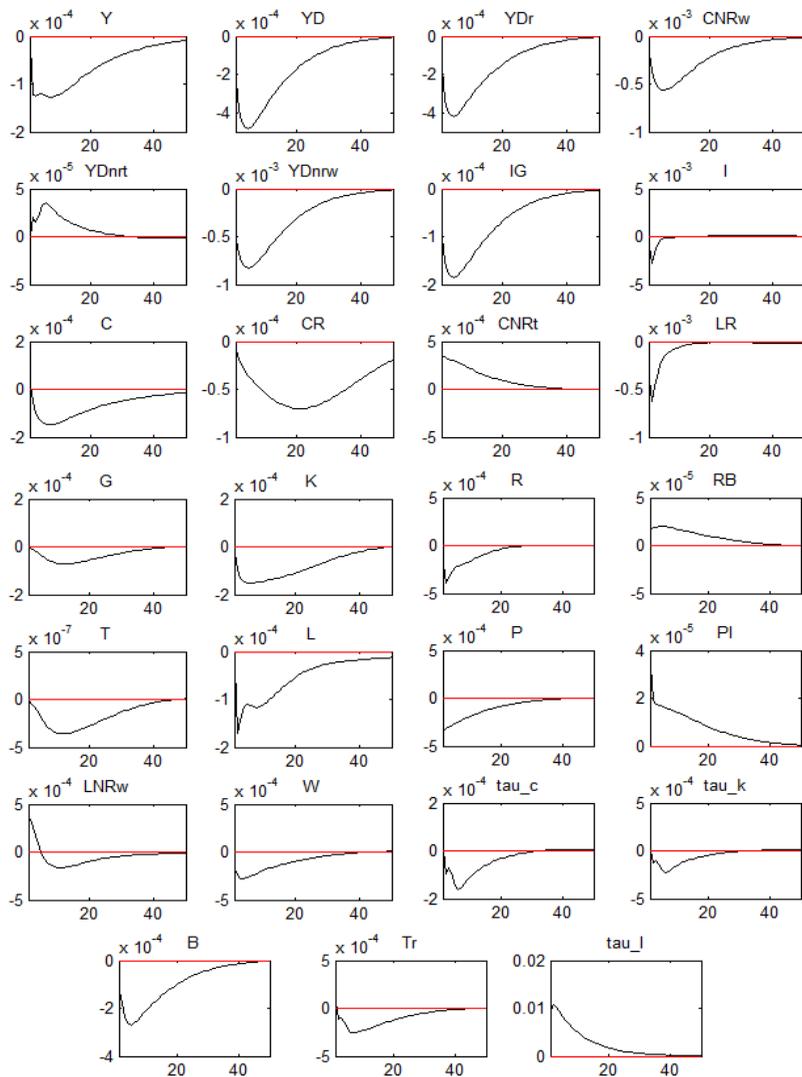
A renda disponível das famílias não-ricardianas *NRW*, como possuem a renda do trabalho como única fonte, também sofre impacto negativo decorrente do choque no tributo. Semelhante ao que acontece com a renda disponível das famílias ricardianas, a queda no nível de salários amplifica a queda na renda disponível das famílias não-ricardianas *NRW*, mas diferente das primeiras, as últimas passam a trabalhar mais horas para compensar essa queda nos salários para suavizar as perdas e atender aos hábitos de consumo.

As famílias não-ricardianas *NRT*, diferente das demais, se beneficiam do aumento nos tributos sobre a renda do trabalho, pois com o aumento deste, os tributos sobre a renda do consumo caem após o choque e retornam ao seu estado estacionário após vários períodos. Essa conjuntura, de queda nas rendas disponíveis das famílias ricardianas e não-ricardianas *NRW* e aumento na renda disponível das famílias não-ricardianas *NRT*, faz com que a desigualdade de renda caia após o choque no tributo que incide sobre a renda do trabalho, retornando ao seu nível de estado estacionário somente no longo prazo.

A elevação desse tributo também impacta outras variáveis econômicas, gerando efeitos negativos sobre o produto da economia, o consumo agregado, o nível de investimentos (pelo menos no curto prazo) e o nível geral de preços. Outras variáveis como a inflação e, por consequência, a taxa base de juros da economia se elevam após o choque.

A receita total do governo com tributos e a emissão de dívida caem, como resultado da elevação no tributo, fazendo com que os gastos do governo também se reduzam, permanecendo por vários períodos abaixo do nível de estado estacionário. De forma geral, o maior problema dessa política tributária parece ser o efeito que ela tem sobre a renda disponível das famílias não-ricardianas *NRW*, que é maior que o efeito sobre a das famílias ricardianas, consideradas as famílias com maior renda do modelo.

Figura 16: Funções impulso-resposta de um aumento temporário nos tributos sobre a renda do trabalho.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: $Y = Y$; $YD = Yd$; $YDr = Yd_R$; $YDnrt = Yd_{NRT}$; $YDnrw = Yd_{NRW}$; $IG = IG$; $I = I$; $C = C$; $CR = C_R$; $CNRw = C_{NRW}$; $CNRt = C_{NRT}$; $LR = L_R$; $G = G$; $K = K$; $R = R$; $RB = R^B$; $T = T$; $L = L$; $P = P$; $PI = \pi$; $LNRw = L_{NRW}$; $W = W$; $\tau_c = \tau^c$; $\tau_k = \tau^k$; $\tau_l = \tau_l$; $B = B$; $Tr = Tr$.

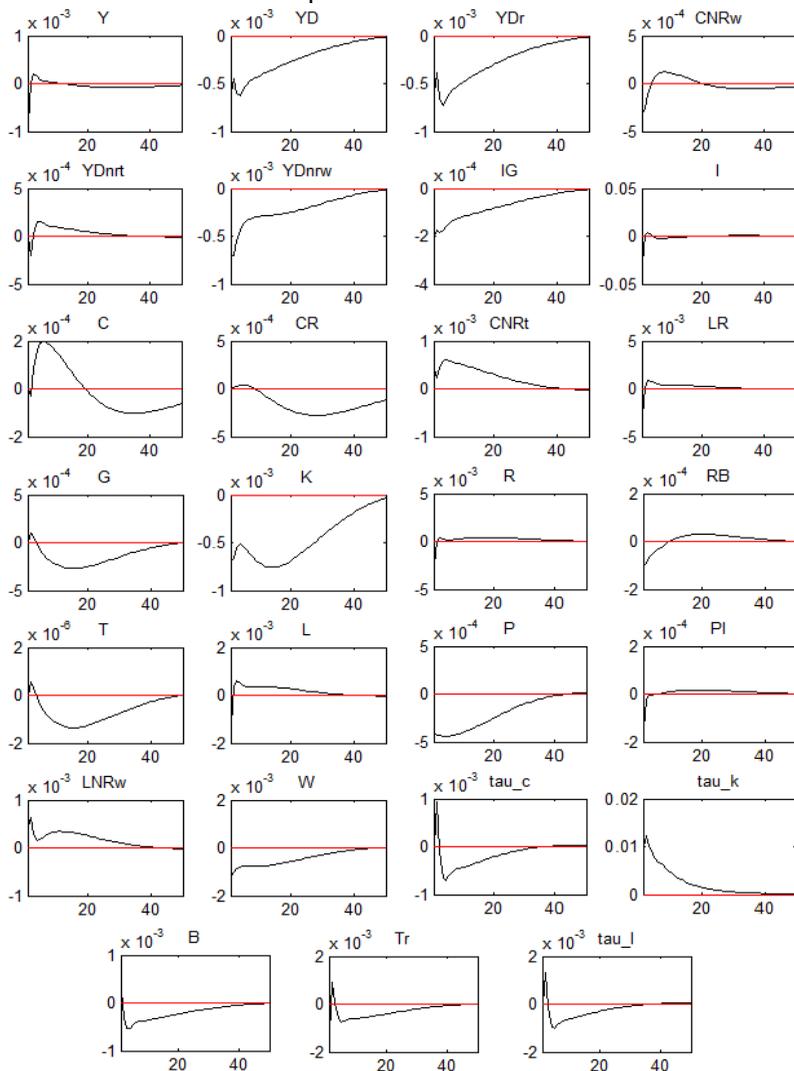
4.4.3 Efeito redistributivo de um choque positivo no tributo sobre a renda do capital

De antemão, espera-se que um aumento temporário no tributo sobre a renda do capital cause uma redução na desigualdade de renda por penalizar principalmente as famílias ricardianas, as únicas famílias que recebem renda desse tipo de fonte. Analisando a Figura 17, pode-se observar que tal estratégia gera o efeito esperado sobre a distribuição de renda na sociedade, efeito que perdura por diversos períodos até a desigualdade retornar ao seu nível de estado estacionário.

A queda no índice de desigualdade de renda decorre da redução na renda disponível das famílias ricardianas e não-ricardianas *NRW*, as famílias com maiores rendas do modelo, e do aumento na renda das famílias *NRT*, as famílias mais pobres. A renda disponível das famílias não-ricardianas *NRT* chega a ficar abaixo de seu nível de estado estacionário no momento do choque, mas, logo em seguida, cerca de três períodos, já passa a ser positiva. Diferente do caso anterior e como esperado, agora as famílias ricardianas foram as que mais sofreram os impactos do choque tributário na sua renda disponível.

Apesar de o tributo sobre a renda do capital atingir de forma direta apenas a renda disponível das famílias ricardianas, o efeito na economia decorrente do aumento nesse tributo amplifica, de forma indireta, o impacto na renda dessas famílias e influencia a renda das demais no modelo. Por exemplo, as rendas das famílias ricardianas são reduzidas também pela queda no nível de salários da economia, no nível de capital e nos preços dos títulos públicos após dois períodos do início do choque. Outros fatores como o número de horas trabalhadas das famílias ricardianas e a taxa de juros que remunera seu capital caem no momento do choque, mas retornam rapidamente, em um ou dois períodos, para próximo de seu nível de estado estacionário.

Figura 17: Funções impulso-resposta de um aumento temporário nos tributos sobre a renda do capital.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: $Y = Y$; $YD = Yd$; $YDr = Yd_R$; $YDnrt = Yd_{NRT}$; $YDnrw = Yd_{NRW}$; $IG = IG$; $I = I$; $C = C$; $CR = C_R$; $CNRw = C_{NRW}$; $CNRt = C_{NRT}$; $LR = L_R$; $G = G$; $K = K$; $R = R$; $RB = R^B$; $T = T$; $L = L$; $P = P$; $PI = \pi$; $LNRw = L_{NRW}$; $W = W$; $\tau_c = \tau^c$; $\tau_k = \tau^k$; $\tau_l = \tau_l$; $B = B$; $Tr = Tr$.

As famílias não-ricardianas *NRW* também sofrem com a queda no nível de salários da economia, tendo que aumentar o número de horas trabalhadas para compensar em alguma medida a redução na remuneração. O efeito do aumento no tributo sobre a renda do capital afeta os demais tributos do modelo, que se elevam no momento e no período seguinte ao choque e caem na sequência, ficando abaixo do seu nível de estado estacionário, aliviando o efeito negativo sobre a renda das famílias. Como mencionado anteriormente, a baixa oscilação, em termos relativos, nas transferências do governo para as famílias não-ricardianas *NRT* pouco afeta suas rendas, as quais se beneficiam, quase que exclusivamente, da variação negativa no tributo sobre o consumo após sua rápida elevação inicial.

Quanto aos demais efeitos sobre as variáveis da economia, um aumento no tributo sobre a renda do capital causa uma queda no momento do choque no produto, no nível de investimentos da economia e na taxa de inflação, com rápida recuperação dessas variáveis (cerca de dois períodos) para níveis próximos aos de seus estados estacionários, e uma queda na renda disponível agregada e na taxa básica de juros por aproximadamente dez períodos. A receita tributária do governo oscila nos primeiros períodos pós choque, com efeitos totais negativos. Com a redução no endividamento público e queda na receita tributária, com exceção dos primeiros dois ou três períodos pós choque, os gastos do governo também são reduzidos para manter o equilíbrio orçamentário. De modo geral, o aumento no tributo sobre o capital parece ser a política fiscal que apresenta os menores efeitos colaterais sobre o produto da economia e com ganhos sobre a redução da desigualdade, em especial por atingir principalmente a renda das famílias mais ricas do modelo.

4.4.4 Efeito redistributivo de um choque contracionista na política monetária

O choque de política monetária no modelo proposto gera um resultado atípico sobre a taxa básica de juros da economia. Ao dar um choque monetário contracionista temporário, observa-se no modelo que a taxa básica de juros declina. Isso se deve ao fato de essa taxa depender também da inflação e do produto da economia, além da parametrização definida. No caso analisado, uma possibilidade é que o choque monetário contracionista reduza a inflação e o produto a um patamar suficientemente superior ao valor do choque, que, pela regra de Taylor, faz com que se torne necessário reduzir a taxa básica de juros. Contudo, há quem defenda que choques monetários possam apresentar esse tipo de comportamento

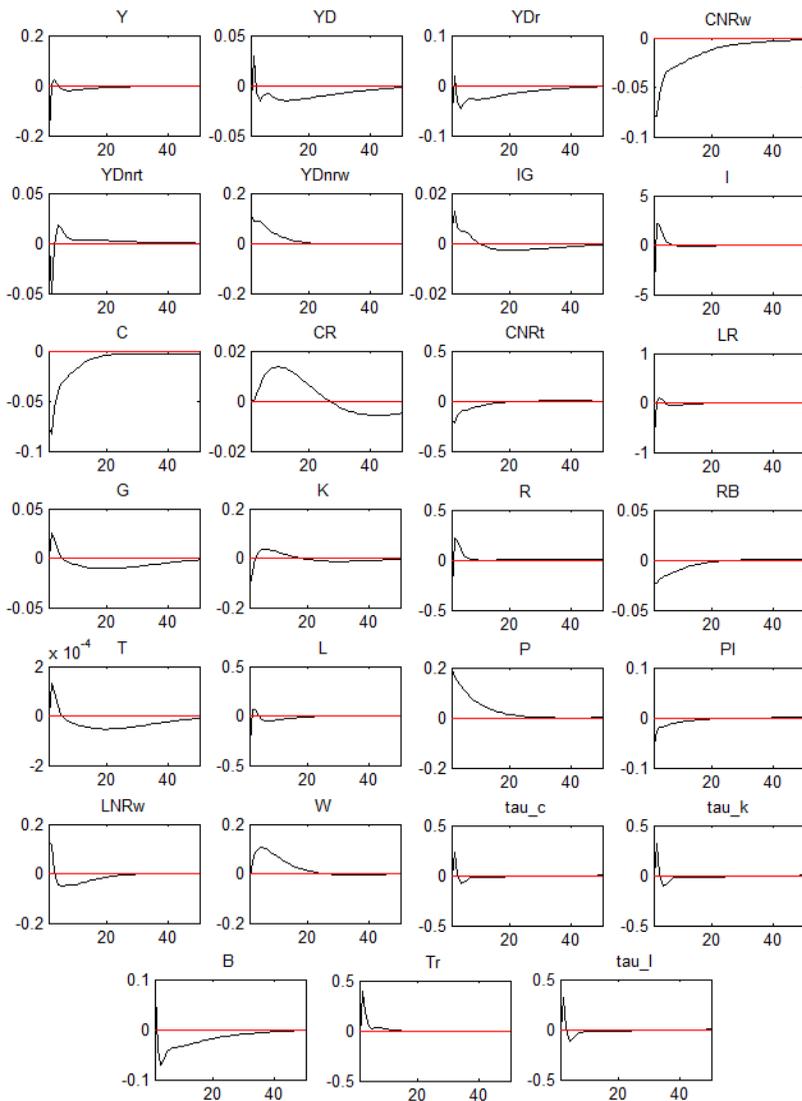
no Brasil, de efeito imediato sobre as variáveis econômicas (CARVALHO et al., 2015)

Analisando-se a Figura 18, observa-se que um choque temporário contracionista na política monetária, além de gerar efeitos negativos imediatos nas variáveis que afetam a taxa básica de juros, como produto e inflação, outras variáveis também sofrem efeitos similares, como os investimentos, o nível de capital e a taxa de juros. Os valores dessas variáveis ficam abaixo do nível de estado estacionário no momento do choque, em poucos períodos ultrapassam este nível, num efeito rápido de ajuste, e retornam na sequência para a estacionariedade.

Efeito inverso ao anterior, ou seja, de elevação no momento do choque e rápido retorno para seu estado estacionário observa-se nas variáveis tributárias e, por consequência, na arrecadação do governo e nos seus gastos, sendo que este último, após o ajuste inicial, fica abaixo de seu nível de equilíbrio por vários períodos como resultado da redução de seu endividamento. O nível geral de preços aumenta no momento do choque e retorna suavemente para seu equilíbrio após trinta períodos, aproximadamente, e o consumo agregado cai como resposta a esse efeito sobre os preços.

Diferente dos efeitos dos choques positivos observados nas políticas fiscais, um choque monetário positivo (contracionista) na economia eleva a desigualdade de renda na sociedade por aproximadamente dez períodos. Esse efeito decorre, provavelmente, i) da elevação da renda disponível da classe intermediária de renda, as famílias não-ricardianas *NRW*. Essa classe se beneficia dos vinte períodos pós choque de salários acima de seu nível de estado estacionário, com contrapartida na redução/aumento do número de horas trabalhadas num montante inferior ao aumento salarial. E, ii) da queda da renda disponível das famílias não-ricardianas *NRT* logo após o choque, num movimento inverso ao apresentado pelo tributo sobre o consumo.

Figura 18: Funções impulso-resposta de um choque monetário contracionista temporário.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: $Y = Y$; $YD = Yd$; $YDr = Yd_R$; $YDnrt = Yd_{NRT}$; $YDnrw = Yd_{NRW}$; $IG = IG$; $I = I$; $C = C$; $CR = C_R$; $CNRw = C_{NRW}$; $CNRt = C_{NRT}$; $LR = L_R$; $G = G$; $K = K$; $R = R$; $RB = R^B$; $T = T$; $L = L$; $P = P$; $PI = \pi$; $LNRw = L_{NRW}$; $W = W$; $\text{tau_c} = \tau^c$; $\text{tau_k} = \tau^k$; $\text{tau_l} = \tau_l$; $B = B$; $Tr = Tr$.

Quanto à renda das famílias ricardianas, após uma oscilação inicial decorrente do choque, ela fica abaixo do seu nível de equilíbrio, retornando suavemente no longo prazo. A renda disponível dessas famílias parece ser afetada negativamente, em especial, pela queda no preço dos títulos públicos que elas possuem, pois outras variáveis que compõem sua renda, como a taxa de juros, o nível de capital, número de horas trabalhadas e os tributos apresentam oscilações rápidas e muitas vezes em sentidos opostos. Única variável que apresenta efeito positivo e duradouro na renda das famílias ricardianas é o aumento dos salários, mas seu efeito não foi suficiente para superar o da queda nos preços dos títulos.

4.5 CONCLUSÃO DO CAPÍTULO

Este capítulo buscou analisar os efeitos distributivos decorrentes de políticas fiscal tributária e monetária utilizando um modelo DSGE estimado para a economia brasileira, considerando uma economia fechada e três diferentes famílias: famílias ricardianas (otimizadoras intertemporalmente e detentoras de ativos financeiros e de capital), famílias não-ricardianas *NRW* (não-otimizadoras que recebem apenas renda do seu trabalho) e famílias não-ricardianas *NRT* (não-otimizadoras que recebem renda apenas de transferências do governo). O modelo considera algumas rigidezes na economia, como a de preços, salários e hábitos de consumo e, para reproduzir o aspecto desigual da economia brasileira, o modelo também apresenta desigualdade de renda em seu estado estacionário.

Como síntese dos resultados obtidos, observa-se que a política fiscal tributária se apresenta como uma ferramenta capaz de amenizar os problemas de desigualdade de renda na sociedade. No entanto, seus efeitos distributivos variam de acordo com o tributo escolhido, havendo diferenças nas classes que serão mais ou menos atingidas. Por exemplo, um aumento temporário no tributo sobre o consumo reduz a renda disponível de todas as famílias do modelo, sendo capaz de reduzir a desigualdade apenas porque a renda das famílias mais ricas do modelo cai mais que a renda das famílias mais pobres. Já quando se eleva o tributo sobre a renda do trabalho, é a classe de famílias com renda intermediária que sofre as maiores perdas, porém, neste caso, há elevação da renda disponível das famílias mais pobres.

Além dos efeitos negativos sobre a renda disponível das famílias, deve-se medir o custo em termos de redução do produto (ou renda

agregada) de uma política tributária que vise mitigar a desigualdade. Quanto a isso, cabe a análise tradicional do *trade-off* existente entre eficiência e igualdade. Essa análise defende que ineficiências podem ocorrer quando há uma intervenção no mercado para redistribuir renda, a exemplo de mudanças na tributação, pois a renda que é subtraída das classes mais ricas tende a não ser completamente transferida para as mais pobres, e as distorções criadas podem gerar desincentivos para trabalhar e investir, reduzindo o produto total da economia e prejudicando a todos (OKUN, 1975).

Se o objetivo de uma política fiscal tributária for reduzir a desigualdade, buscando gerar os menores danos possíveis à economia como um todo, elevar os tributos sobre a renda do capital parece ser a melhor opção. O efeito sobre o produto de um aumento no tributo sobre a renda do capital se mostrou como o mais rápido a se dissipar e o menor em termos totais quando comparado aos efeitos dos demais tributos, além de atingir principalmente a renda das famílias mais ricas do modelo e permitir que a renda das famílias mais pobres fique acima de seu nível de equilíbrio por vários períodos.

Por fim, os resultados também indicam que a política monetária pode ser utilizada pelo governo para alterar a distribuição de renda na sociedade. Por exemplo, observou-se que o efeito de um choque monetário contracionista na economia elevou a desigualdade de renda entre as famílias do modelo. Esse resultado está em linha com de Hohberger, Priftis e Vogel (2019), que encontraram o efeito oposto, de queda na desigualdade, para uma política monetária expansionista num modelo DSGE para a zona do euro. Outro fato a ser destacado sobre a política monetária é que seus efeitos colaterais sobre o produto e outras variáveis da economia podem ser até inferiores que os resultantes de alterações na política fiscal tributária, o que chama a atenção para esse tipo de política.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho teve como propósito contribuir com a discussão sobre a desigualdade de renda no Brasil, analisando a distribuição de renda no país desde a segunda metade da década de 1970 e, com o auxílio de modelos estatísticos, estimar o efeito de diferentes variáveis socioeconômicas sobre os indicadores de desigualdade de renda no período recente. Dessa forma: i) foi apresentado e discutido a evolução dos indicadores de desigualdade e distribuição de renda no Brasil no período 1976-2015; ii) identificou-se através de um modelo microeconométrico o grau de persistência da desigualdade regional de renda no Brasil e as variáveis responsáveis pela queda nos indicadores de desigualdade no período 1996-2015; e, iii) estimou-se, com base num modelo teórico macroeconômico, os efeitos de uma variação nas políticas monetária e fiscal tributária sobre o nível de desigualdade de renda no país.

Os resultados obtidos indicam que, através da análise de longo prazo feita neste trabalho com a utilização do indicador P90/P10, a desigualdade de renda familiar *per capita* no Brasil é elevada, sendo que os níveis de desigualdade permaneceram relativamente estáveis nos períodos 1976-1986 e 1987-1996 e passaram a ser declinantes no período seguinte. Em termos quantitativos, na média do primeiro período, a renda familiar *per capita* do indivíduo que divide o decil superior (P90) da distribuição de renda da população foi 16 vezes maior que a da pessoa que divide o decil inferior (P10). Na média do segundo período (1987-1996), essa relação passou para 18,5 vezes e, com queda na desigualdade a partir de 1996, o indicador (P90/P10) atinge o valor de 10,5 vezes em 2015.

A distribuição de renda no Brasil é desigual ao passo que a proporção de indivíduos pertencentes a determinados grupos da sociedade não concentra a respectiva proporção da renda nacional. Os resultados obtidos mostram que, desde a década de 1970, a região sudeste, a zona urbana, o gênero masculino e as pessoas de cor branca concentram a maior parcela da renda no Brasil, fato que está relacionado não apenas com a maior concentração de pessoas nesses grupos, mas também com a renda média mais elevada que esses grupos apresentam. Contudo, a análise temporal mostra que há uma tendência recente favorável aos grupos historicamente menos favorecidos, o que ajuda a explicar a queda nos indicadores de desigualdade a partir de 1997, havendo, por exemplo, aumento da renda total nas regiões mais pobres do país, na zona rural, entre a população feminina e pessoas de cor negra.

Mesmo no período de queda nos indicadores de desigualdade (1996-2015), estima-se que mais da metade (cerca de 55%) da desigualdade de renda corrente entre os estados brasileiros é explicada pela desigualdade do ano anterior. Dentre as variáveis discutidas pela literatura como capazes de modificar esse sistema econômico e social que sustenta os elevados níveis de desigualdade de renda ao longo do tempo, estima-se que estão a busca por maior equalização salarial entre pessoas de diferentes grupos raciais, a redução das disparidades educacionais entre as pessoas, a promoção de empregos formais e as políticas de transferência de renda aos mais pobres.

Formas sobre como o governo pode intervir na economia para reduzir a desigualdade de renda é um dos principais pontos discutidos pela literatura. Além das políticas destacadas no parágrafo anterior, a política fiscal tributária é tida também como uma opção sob controle do Estado. Na análise de seus efeitos redistributivos, estimados através de um modelo DSGE que utiliza três tipos de famílias heterogêneas e que diferem quanto à fonte de renda que recebem e tributos que pagam, percebe-se que eles variam de acordo com o tributo escolhido e que, muitas vezes, reduzem a desigualdade com custos sociais negativos, como com a queda da renda disponível de todas as famílias. Nesse sentido, elevar os tributos sobre a renda do capital parece ser a melhor opção para reduzir a desigualdade e gerar os menores danos relativos à economia como um todo.

Outra política à disposição do governo é a monetária, a qual também teve seus efeitos sobre a distribuição de renda analisados. Apesar de não ser usual a utilização dessa política para fins redistributivos, seus encadeamentos na economia conseguem alterar a renda disponível das famílias, com efeitos sobre desigualdade. Essa política tem a vantagem de apresentar, de acordo com os resultados obtidos, impactos sobre o produto e outras variáveis econômicas inferiores aos resultantes de alterações na política fiscal tributária. O setor público pode ser um promotor da melhor distribuição de renda na sociedade se utilizar bem os instrumentos ao seu dispor, seja com políticas fiscais, monetárias ou sociais, a exemplo das ações afirmativas e políticas e assistencialistas.

Como sugestões para trabalhos futuros, incentiva-se o estudo mais aprofundado da distribuição de renda por diferentes características da população, sobretudo em termos de uso de séries temporais extensas. Sugere-se, para efeitos de comparação com a literatura existente, que sejam executadas análises dos determinantes da desigualdade de renda com o uso de outras fontes de dados, como o das contas nacionais e o das

declarações do imposto de renda, quando estas apresentarem maior número de observações temporais.

Cabe também como sugestão a estimação modelos macroeconômicos mais aprimorados, como os modelos que utilizam a abordagem Bayesiana e/ou com agentes heterogêneos, a exemplo dos modelos HANK, com o objetivo de reproduzir melhor a economia brasileira e os efeitos gerados por variações nas variáveis macroeconômicas. A desigualdade de renda é uma variável que está em constante transformação, sobretudo em países como o Brasil, o que mantém sua discussão longe do esgotamento. Espera-se que este trabalho sirva como fonte para trabalhos futuros na área.

REFERÊNCIAS

- AHN, S. C.; SCHMIDT, P. Efficient estimation of models for dynamic panel data. **Journal of econometrics**, v. 68, n. 1, p. 5-27, 1995.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability, and investment. **European Economic Review**, Elsevier, v. 40, n. 6, p. 1203–1228, 1996.
- ALLISON, P. D. Measures of Inequality. **American Sociological Review**, v. 43, n. 6, pp. 865-880, dez. 1978.
- ALVAREDO, F.; CHANCEL, L.; PIKETTY, T.; SAEZ, E.; ZUCMAN, G. World Inequality Report 2018. Disponível em: <https://wir2018.wid.world/files/download/wir2018-summaryenglish.pdf>. Acesso em: 20/01/2019.
- ALVAREZ, A. R. **Desenvolvimentos teóricos sobre distribuição de renda, com ênfase em seus limites**. Tese (Doutorado) — Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, 1996.
- ALVES, E.; MARRA, R. A persistente migração rural-urbana. **Revista de Política Agrícola**, v. 18, n. 4, p. 5-17, 2009.
- AN, S.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian analysis of DSGE models. **Econometric reviews**, v. 26, n.2-4, p. 113-172, 2007.
- ARAÚJO, J. A.; MARINHO, E. Estudo sobre a desigualdade de renda e seus determinantes no brasil. **Revista de Políticas Públicas**, v. 19, n. 2, 2015.
- ARELLANO, M. **Panel Data Econometrics**. Oxford University Press, Oxford, 2003
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, pp. 277–297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variables estimation of error components models, **Journal of Econometrics**, v. 68, pp. 29–51, 1995.

ATKINSON, A. B.; PIKETTY, T. **Top incomes: a global perspective**. Oxford University Press, 2010.

BACCHI, M. D.; MAIA, K.; SOUZA, S. C. I.; GOMES, M. R.; CATELAN, D. W.; FONSECA, M. R. Diferenças salariais e discriminação por gênero e cor na região Sudeste do Brasil. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 2, n. 37, p. 276 – 305, ago. 2017.

BACHA, E. L. **Política econômica e distribuição de renda**. São Paulo: Paz e Terra, v. 26, 1978.

BAER, W. **A economia brasileira**. 3. ed., São Paulo: Nobel, 2009.

BARBOSA, R. J. Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Curto e no Longo Prazo: Tendências de Idade, Período e Coorte. **Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 2, pp. 385–425, 2016.

BARRETO, F. A. F. D.; JORGE NETO, P. M.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, p. 842-859, 2001.

BARRO, R. J. The ricardian approach to budget deficits. **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 2, p. 37–54, 1989.

BARROS, A. R. Desigualdades regionais no Brasil: causas da reversão da tendência na última década. **Anais... Anais do XXV Encontro Nacional de Economia**, Recife: ANPEC, 1997.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza. **Texto para discussão n. 1256**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007a.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Determinantes imediatos da queda da desigualdade brasileira. **Texto para discussão**, n. 1256. Rio de Janeiro: Ipea, 2007b.

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A recente queda da desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década. **Texto para Discussão**, n. 1304, IPEA, 2007.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. Os determinantes da desigualdade no Brasil. **Texto para Discussão**, n. 377. IPEA, 1995.

BARROS, R. P.; REIS, J. G. A.; RODRIGUEZ, J. S. Segmentação no mercado de trabalho: a carteira de trabalho na construção civil. **Revista de Econometria**, v. X, n. 92, p. 313-335, nov. 1990.

BECKER, G. S. Human capital revisited. In: **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education**. 3rd Edition. The University of Chicago Press, p. 15-28, 1994.

BELLUZZO, W.; ANUATTI-NETO, F.; PAZELLO, E. T. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, p. 511-533, 2005.

BENDER, S.; FERNANDES, R. Gastos Públicos com Pessoal: Uma Análise de Emprego e Salário no Setor Público Brasileiro nos Anos 90. **Revista EconomiA**, v. 10, n. 1, p. 19-47, 2009.

BERG, A.; OSTRY, J. D. Equality and efficiency. **Finance & Development**, Citeseer, v. 48, n. 3, p. 12-15, 2011.

BEVILÁQUA, G. S. **Um modelo DSGE para análise de desigualdade de renda**. 2017. 72f. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de Brasília, Brasília, 2017.

BILBIIE, F. O.; STRAUB, R. Fiscal policy, business cycles and labor-market fluctuations. **MNB Working Papers** 2004/6, Magyar Nemzeti Bank (Central Bank of Hungary), 2004.

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

BLUNDELL, R.; BOND, S.; WINDMEIJER, F. Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator. In: Baltagi B. (ed.), **Advances in Econometrics**,

Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, JAI Elsevier Science, Amsterdam, v. 15, pp. 53–91, 2000.

BOND, S. R. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. **Portuguese economic journal**, v. 1, n. 2, 141-162, 2002.

BONELLI, R.; RAMOS, L. Distribuição de renda no brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. **Revista de Economia Política**, v. 13, n. 2(50), 1993.

BRASIL. Constituição da República Federativa do Brasil: Texto constitucional promulgado em 5 de outubro de 1988, com alterações adotadas pelas EC nº 1/92 a 64/2010, pelo Decreto nº 186/2008 e pelas EC de revisão nº 1 a 6/94. Brasília: Senado Federal: Subsecretaria de Edições Técnicas, 2010, 544 p.

BROWN, M. C. Using Gini-style indices to evaluate the spatial patterns of health practitioners: Theoretical considerations and an application based on Alberta data. **Social Science & Medicine**, v. 38, n. 9, p. 1243–1256, 1994.

BRUSCHINI, C.; LOMBARDI, M. R. Instruídas e trabalhadeiras: trabalho feminino no final do século XX. **Cadernos Pagu**, n. 17/18, 2001/02.

CACCIAMALI, M. C.; CAMILLO, V. S. Redução da desigualdade da distribuição de renda entre 2001 e 2006 nas macrorregiões brasileiras: tendência ou fenômeno transitório? **Economia e Sociedade**, v. 18, n. 2, p. 287–315, 2009.

CAETANO, S. M.; MOURA, G. V. Um modelo macroeconômico híbrido para o Brasil: um *mix* de modelos DSGE e VAR. In: Encontro Nacional de Economia, 41º, 2013, Foz do Iguaçu, **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013.

CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.

CAMARANO, A. A.; KANSO, S.; FERNANDES, D. Envelhecimento populacional, perda de capacidade laborativa e políticas públicas. **Nota técnica**. Mercado de Trabalho, 54, IPEA, 2013.

CAMPBELL, J. Y.; MANKIW, N. G. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 4, p. 185-246. MIT Press, 1989.

CARVALHO, F. A.; VALLI, M. An estimated DSGE model with government investment and primary surplus rule: the Brazilian case. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 32º, 2010, Salvador, **Anais...** Salvador: SBE, 2010.

CARVALHO, F. J. C.; SOUZA, F. E. P.; SICSÚ, J.; DE PAULA, L. F. R.; STUDART, R. **Economia monetária e financeira: teoria e política**. 3. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.

CASTRO, M. R. D.; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; SANTOS, R.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. SAMBA: Stochastic analytical model with a bayesian approach. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 2, 2015.

CAVALIERI, C., FERNANDES, R. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista de Economia Política**, v. 18, n. 1, 1998.

CEZARIO, L. F. G. **Alternativas de reformas tributárias no Brasil avaliadas por um modelo DSGE**. 2014. 93f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2014.

CHAHAD, J. P. Z. Emprego e salários na administração pública brasileira: evidências da década de 80. **Revista Brasileira de Economia**, v. 44, n. 4, p. 551-574, 1990.

COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama. **Texto para discussão**, n. 898, IPEA, 2002.

COLCIAGO, A. Distortionary taxation, rule of thumb consumers and the effect of fiscal reforms. **Working Paper**, n. 113, University of Milan-Bicocca, 2007.

COSTA JUNIOR, C. J. **Entendendo os modelos de equilíbrio geral dinâmico estocástico**. 1ª ed., São Paulo, Arquivo Kindle, 2015.

COSTA JUNIOR, C. J.; SAMPAIO, A. V. Tax Reduction Policies and Its Impacts on Brazilian Economy. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 15, n. 1, p. 7-23, 2016.

COSTA JUNIOR, C. J.; SAMPAIO, A. V.; GONÇALVES, F. O. Transferência de renda como modelo de crescimento econômico. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 8, n. 4, p. 17-32, out./dez. 2012.

CRUZ, P. B.; TEIXEIRA, A.; MONTE-MOR, D. S. O Efeito da desigualdade da distribuição de renda no crescimento econômico. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 2, 163-186, 2015.

CUNHA, J. M. P. A migração interna no Brasil nos últimos 50 anos: (des)continuidades e rupturas. In M. ARRETCHE, ed. **Trajetórias das Desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos cinquenta anos**. São Paulo: Editora Unesp, 2015.

CUNHA, M. S. Desigualdade e pobreza nos domicílios rurais e urbanos no Brasil, 1981-2005. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 01, jan./mar. 2009.

DABLA-NORRIS, E.; KOCHHAR, K.; SUPHAPHIPHAT, N.; RICKA, F.; TSOUNTA, E. **Causes and consequences of income inequality: a global perspective**. International Monetary Fund, 2015.

DATT, G.; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. **Journal of development economics**, Elsevier, v. 38, n. 2, p. 275–295, 1992.

De MAIO, F. G. Income inequality measures. **Journal of Epidemiology & Community Health**, v. 61, n. 10, set. 2007.

DEDECCA, C. S. A pesquisa nacional por amostra de domicílios–pnad–síntese metodológica. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais, Brasília**, v. 15, n. 2, p. 103–114, 1998.

DEDECCA, C. S. A redução da desigualdade no brasil: uma estratégia complexa. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G (Orgs.). **Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente**. v. 1, p. 299–330, Brasília: Ipea, 2006.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. Economic growth and income inequality: reexamining the links. **Finance and Development**, v. 34, n. 1, p. 38, 1997.

DINIZ, C. C. Dinâmica regional e ordenamento do território brasileiro: desafios e oportunidades. **Texto para Discussão**, n. 471, Belo Horizonte: Cedeplar, 2013.

DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **The American Economic Review**, v. 67, n. 3, p. 297–308, 1977.

ECKLAND, B. K. Theories of mate selection. **Biodemography and Social Biology**, v. 15, n. 2, p. 71-84, 1968.

ELBERS, C.; LANJOUW, J. O.; LANJOUW, P.; LEITE, F. P. Poverty and inequality in brazil: new estimates from combined PPV-PNAD. In: **Inequality and economic development in Brazil**. Washington: The World Bank, p. 81, 2004.

FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 3, p. 417-441, dez. 1996.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A.; ULYSSEA, G. Ascensão e queda da desigualdade de renda no brasil. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 147–169, 2006.

FERREIRA, F. H. Os determinantes da desigualdade de renda no brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional? In: HENRIQUES, R. (Org.), **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.

FERREIRA, F. H.; BARROS, R. P. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. **World Bank Publications**, v. 2210, 1999.

FIRPO, S. P.; GONZAGA, G.; NARITA, R. Decomposição da evolução da desigualdade de renda no Brasil em efeitos idade, período e coorte. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 2, ago. 2003.

FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. **The American Economic Review**, v. 62, n. 1/2, p. 391–402, 1972.

FOGUEL, M. N.; GILL, I.; MENDONÇA, R.; BARROS, R. P. The public-private wage gap in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, 2000.

FREITAS, C. E.; BARBOSA, R. R. A previdência social e as distorções na distribuição de renda. **Pesquisa & Debate**, v. 26, n. 1(47), pp. 173–197, 2015.

FURLANETTO, F.; SENECA, M. Rule-of-thumb consumers, productivity and hours. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 114, n. 2, p. 658–679, 2012.

GADELHA, S. R. B. **A política fiscal e o ciclo econômico brasileiro**. 2012. 278f. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2012.

GADELHA, S. R. B.; DIVINO, J. A. Estímulo fiscal, impostos distorcivos e ciclo econômico brasileiro. **Textos para Discussão**, n. 14, Secretaria do Tesouro Nacional, 2013.

GALÍ, J. The state of New Keynesian Economics: a partial assessment. CREI, Universitat Pompeu Fabra and Barcelona GSE. Oct. 2017. Disponível em: http://www.crei.cat/wp-content/uploads/2017/12/jep-nk_oct2017.pdf. Acesso em 12 de jan. 2019.

GALÍ, J.; LÓPEZ-SALIDO, J. D.; VALLÉS, J. Understanding the effects of government spending on consumption. **Journal of the European Economic Association**, v. 5, n. 1, p. 227–270, 2007.

GANDRA, R. M. O debate sobre a desigualdade de renda no Brasil: da controvérsia dos anos 70 ao pensamento hegemônico nos anos 90. **História Econômica & História de Empresas**, v. 8, p. 139–162, 2005.

GIUBERT, A. C.; MENEZES-FILHO, N. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 9, n. 3, p. 369–84, jul. 2005.

GOBETTI, S. W.; ORAIR, R. O. Tributação e distribuição de renda no Brasil: novas evidências a partir de dados da DIRPF. **Revista de Economia Política**, v. 37, n. 2, pp. 267-286, 2017

GODOY, K. R.; RODRIGUES, R. V. Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise do período 2003-13 para os estados brasileiros. **Ensaio FEE**, v. 38, n. 1, 185-214, 2017.

GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political economy**, The University of Chicago Press, v. 80, n. 2, p. 223–255, 1972.

GUIMARÃES NETO, L. Desigualdades e políticas regionais no Brasil: caminhos e descaminhos. **Planejamento e Políticas públicas**, n. 15, p. 41-99, 1997.

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, abr. 2009.

HOFFMANN R. Considerações sobre a evolução recente da distribuição de renda no Brasil. **Revista de Administração de Empresas**, v.13, n.4, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 1973.

HOFFMANN, R. A desigualdade relevante não caiu de 2014 a 2015. Texto para discussão n. 37. IEPE/Casa das Garças, 2016. Disponível em: <http://iepecdg.com.br/wp-content/uploads/2016/12/RH2015D.pdf>. Acesso em: 31 de jan. de 2019.

HOFFMANN, R. Transferências 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, 2006.

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

HOHBERGER, S.; PRIFTIS, R.; VOGEL, L. The distributional effects of conventional monetary policy and quantitative easing: evidence from an estimated DSGE model. **Journal of Banking and Finance**, accepted manuscript, 2019.

IBGE. Tábua completa de mortalidade para o Brasil – 2015. IBGE, Rio de Janeiro, 2016.

IMF. Fiscal policy and income inequality: International monetary fund. 2014. Disponível em: <<http://www.imf.org/en/publications/policy-papers/issues/2016/12/31/fiscal-policy-and-income-inequality-pp4849>>. Acesso em: 12 ago. 2016.

IWATA, Y. Fiscal policy in an estimated DSGE model of the Japanese economy: do non-ricardian households explain all? **Discussion Paper**, n. 216, Economic and Social Research Institute, 2009.

KALMIJN, M. Assortative mating by cultural and economic occupational status. **American Journal of Sociology**, v. 100, n. 2, p. 422-452, 1994.

KAPLAN, G.; VIOLANTE, G. L. Microeconomic heterogeneity and macroeconomic shocks. **Journal of Economic Perspectives**, v. 32, n. 3, p. 167-194, 2018.

KOSHIYAMA, D.; FOCHEZATTO, A. Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil: uma análise de causalidade de Granger com dados em painel. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 06, n. 2, pp. 36-47, 2012.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American economic review**, JSTOR, v. 45, n. 1, p. 1–28, 1955.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, v. 50, n. 6, p. 1345–1370, 1982.

LACERDA, A. C. Distribuição de renda no Brasil nos anos 80. **Revista de Economia Política**, v. 14, n. 3, 1994.

LAM, D., LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: EUA e Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p. 219-256, ago. 1990.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Expressão e Cultura, 1973.

LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Educação e distribuição de renda. **Texto para discussão**, n. 150, 1990. Disponível em: https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/534/150_000054866.pdf. Acesso em: 26 de out. de 2016.

LOVELL, A. L. Gender, race, and the struggle for social justice in Brazil. **Latin American Perspectives**, vol. 27, n. 6, p. 85-102, 2000.

MADALOZO, R.; MARTINS, S. R. Gender wage gaps: comparing the 80s, 90s and 00s in Brazil. **Revista de Economia e Administração**, v. 6, n. 2, 2007.

MANKIW, N. G. The savers-spenders theory of fiscal policy. **American Economic Review**, v. 90, n. 2, p. 120–125, 2000.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A.; FRANÇA, J. M. Retornos da educação e o desequilíbrio regional no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, p.115–133, 2010.

MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimentos por cor e sexo no Brasil (1987-2001). **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 5-27, jun. 2006.

MEDEIROS, M. A geografia dos ricos no Brasil. **Texto para discussão n. 1229**, IPEA, 2004.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. Gasto público, tributos e desigualdade de renda no Brasil. **Texto para Discussão**, n. 1844, IPEA, 2013.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. de; CASTRO, F. Á. de. A estabilidade da desigualdade de renda no brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 20, n. 4, p. 971–986, 2015.

MENEZES-FILHO, N.; MARCONDES, R. L.; PAZELLO, E. T.; SCORZAFAVE, L. G. Instituições e diferenças de renda entre os estados brasileiros: uma análise histórica. **XXXIV Encontro Nacional de Economia**, 2006.

MINCER, J. On-the-job training: Costs, returns, and some implications. **Journal of political Economy**, The University of Chicago Press, v. 70, n. 5, Part 2, p. 50–79, 1962.

MINISTÉRIO DA FAZENDA. Carga tributária no Brasil: Receita federal do Brasil. 2016. Disponível em: <<http://idg.receita.fazenda.gov.br/dados/receitadata/estudos-e-tributarios-e-aduaneiros/>>. Acesso em: 10 out. 2016.

MODIGLIANI, F. The life-cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. **Social Research**, vol. 33, pp. 160-217, 1966.

MONASTIER, R. A. **O impacto de variáveis fiscais sobre o bem-estar na economia brasileira sob uma abordagem DSGE**. 2012. 55f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2012.

MONTEIRO NETO, A. Intervenção estatal e desigualdades regionais no Brasil: contribuições ao debate contemporâneo. **Texto para discussão**, n. 1229, IPEA, 2006.

MORGAN, M. Extreme and persistent inequality: New evidence for Brazil Combining National accounts, surveys and fiscal data, 2001-2015. **WID. World Working Paper Series**, v. 12, 2017.

MOSCA, F. C. **Análise do subsídio habitacional em um modelo DSGE**. 2017. 43f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2017.

MOTTA, G. E.; TIRELLI, P. Limited asset market participation, income inequality and macroeconomic volatility. **Working Paper**, 2014/012, Lancaster University, 2014.

MOURA, G. V. Multiplicadores fiscais e investimento em infraestrutura. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 1, p. 75–104, 2015.

MUNIZ, O. J. Sobre o uso da variável raça-cor em estudos quantitativos. **Revista de Sociologia e Política**, v. 18, n. 36, p. 277-291, 2010.

NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. A emenda da reeleição e a lei de responsabilidade fiscal: Impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos estados (1986-2002). **Revista de Economia Aplicada**, v. 10, n. 3, p. 377–397, 2006.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 1, p. 147-181, 2009.

OKUN, A. M. **Equality and efficiency: the big tradeoff**. Washington: The Brookings Institute, 1975.

OLIVEIRA, R. C.; SILVEIRA NETO, R. M. Expansão da escolaridade e redução da desigualdade regional de renda no Brasil entre 1995 e 2011: progressos recentes e desafios presentes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 1, abr. 2016.

OSÓRIO, R. G. Desigualdade racial e mobilidade social no Brasil: um balanço das teorias. In: THEODORO, M. (org.). **As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil: 120 anos após a abolição**. Brasília: Ipea, 176 p., 2008.

PALMA, J. G. Globalizing inequality: ‘centrifugal’ and ‘centripetal’ forces at work. **DESA Working Paper**, Washington, United Nations (UN), v. 35, 2006.

PEREIRA, B.; NAKANO, Y. Política administrativa de controle da inflação. **Revista de Economia Política**, v. 4, n. 3, 1984.

PERO, V. L. A carteira de trabalho no mercado de trabalho metropolitano brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, p. 305-342, 1992.

PEROTTI, R. Growth, income distribution, and democracy: What the data say. **Journal of Economic growth**, Springer, v. 1, n. 2, p. 149–187, 1996.

PESSOA, E.; MARTINS, M. O emprego público no Brasil, nos anos 90. **Ensaio FEE**, v. 24, n. 1, p. 249-270, 2003.

PIKETTY, T. **A Economia da Desigualdade**. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.

PIKETTY, T.; SAEZ, E. Income inequality in the united states, 1913–

1998. **The Quarterly journal of economics**, Oxford University Press, v. 118, n. 1, p. 1–41, 2003.

RAMOS, C. A. A queda da pobreza e da concentração de renda no Brasil. "à la recherche" da teoria perdida. **Nova Economia**, v. 25, n. 3, p. 599–620, 2015.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes. **Texto para discussão n. 803**, IPEA, 2001.

RAVALLION, M. Poverty comparisons—a guide to concepts and methods; Worldbank. **Living Standards Measurement Study Working Paper**, v. 88, 1992.

RAVALLION, M. Pro-poor growth: a primer. **Policy Research Working Papers**, n.3242, World Bank, 2004.

ROCHA, S. Desigualdade regional e pobreza no Brasil: a evolução – 1981/95. **Texto para discussão**, n. 567, Rio de Janeiro: IPEA, 1998.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** Rio de Janeiro: FGV Editora, 2003.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. **Working Paper** n. 125, Center for Global Development, Washington, DC, 2008.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. **Stata Journal**, v. 9, n. 1, 86-136, 2009.

RUBIN, A.; SEGAL, D. The effects of economic growth on income inequality in the US. **Journal of Macroeconomics**, Elsevier, v. 45, p. 258–273, 2015.

SAKURAI, S. N. Ciclos políticos nas funções orçamentárias dos municípios brasileiros: Uma análise para o período 1990-2005 via dados em painel. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 1, p. 39–58, 2009.

SANTOS, M. P.; CUNHA, M. S.; GADELHA, S. R. B. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico: análise da hipótese de kuznets para

os estados brasileiros no período 1992-2010. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 2, 251-271, 2017.

SANTOS, M. R. dos; PEREIRA, T. N. Moving to a consumption-based tax system: a quantitative assessment for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, p. 209-228, 2010.

SILVA, L. N. S. Evolução recente da distribuição de renda e da pobreza no Brasil rural. **Revista Iniciativa Econômica**, v. 1, n. 1, 2014.

SILVA, N. V. O preço da cor: diferenciais raciais na distribuição da renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 2, 1980.

SINGER, P. Desenvolvimento e repartição da renda no Brasil. In: TOLIPAN, R. M. L.; TINELLI, A. C. **A Controvérsia sobre distribuição da renda e desenvolvimento**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, p. 63–72, 1975.

SOARES, S. A demografia da cor: a composição da população brasileira de 1890 a 2007. In: Theodoro, M. (org.). **As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil: 120 anos após a abolição**. Brasília: Ipea, 176 p., 2008a.

SOARES, S. A trajetória da desigualdade: a evolução da renda relativa dos negros no Brasil. In: Theodoro, M. (org.). **As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil: 120 anos após a abolição**. Brasília: Ipea, 176 p., 2008b.

SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 83–115, 2006.

SOUZA, C. Federalismo, desenho constitucional e instituições federativas no Brasil pós-1988. **Revista de Sociologia e Política**, 24, p. 105–122, 2005.

SOUZA, P. F. L. **A importância da discriminação nas diferenças salariais**: Uma análise para o Brasil e suas regiões para os anos de 2002, 2006 e 2009. 2011. 98 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2011.

SOUZA, P. F.; MEDEIROS, M.; CASTRO, F. Top incomes in Brazil: preliminary results. **Economics Bulletin**, AccessEcon, v. 35, n. 2, p. 998–1004, 2015.

SOUZA, P. H. G.; MEDEIROS, M. Diferencial salarial público-privado e desigualdade de renda per capital no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 43, n. 1, p. 5-28, jan./mar. 2013.

SOUZA, P. H. Poverty, inequality and social policies in Brazil, 1995-2009. International Policy Centre for Inclusive Growth, **Working Paper n. 87**, 2012.

SOUZA, S. C. I.; MAIA, K. Diferenças salariais por gênero e cor e o impacto da discriminação econômica. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 9, n. 1, p. 32-49, 2015.

STRAUSS, J., THOMAS, D. Wages, schooling and background: investments in men and women in urban Brazil. **Opportunity foregone: education in Brazil**. Washington: BID, p. 193-214, 1996.

TABELLINI, G. PERSSON, T. Do electoral cycles differ across political systems? **IGIER Working Paper**, n. 232, 2003.

THEODORO, M. (org.); JACCOUD, L.; OSÓRIO, R.; SOARES, S. **As políticas públicas e a desigualdade racial no Brasil: 120 anos após a abolição**. Brasília: IPEA, 2008.

UHLIG, H. A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily, **Discussion Paper**, n. 1995-97, Tilburg University: Center for Economic Research, 1995.

ULYSSEA, G. Segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil: uma análise empírica. **Texto para discussão n. 1261**, Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

VAZ, D. V.; HOFFMANN, R. Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados. **Economia e Sociedade**, v. 16, p. 199–232, 2007.

VEREDA, C.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) para a economia brasileira: versão 1. **Texto para Discussão**, n. 1479, IPEA: Brasília, 2010.

WORLD BANK. Data. 2016. Disponível em: <http://data.worldbank.org/indicador> >. Acesso em: 26 jul. 2016.

APÊNDICE A – Apêndice do Capítulo 2

Tabela A.1: Variação anual nos *Shares* dos décimos da distribuição de renda familiar *per capita* no Brasil (1977-2015).

Ano	Décimos da distribuição									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1977	-8,25	-3,11	-1,51	-0,49	-0,35	-0,89	-1,74	-2,07	-2,83	1,96
1978	2,78	3,57	3,10	3,96	4,38	4,28	4,42	4,58	5,32	-4,23
1979	9,60	8,84	8,59	7,67	6,88	6,13	6,75	6,98	5,66	-6,73
1981	-0,84	2,08	2,40	2,87	2,29	2,02	0,79	-0,28	-1,57	-0,36
1982	-4,26	-4,45	-3,85	-2,30	-2,01	-1,18	-0,60	0,04	0,48	0,91
1983	5,40	1,37	0,10	-1,73	-2,02	-2,48	-1,66	-0,73	0,79	0,62
1984	4,20	5,05	3,62	2,95	1,87	2,20	1,21	-0,26	-1,30	-0,78
1985	-10,73	-7,81	-5,26	-3,74	-3,02	-1,93	-1,15	-0,62	-0,18	2,01
1986	5,09	3,83	4,92	3,53	3,93	2,89	1,53	0,06	-1,07	-1,30
1987	-13,33	-8,80	-6,99	-4,83	-2,65	-1,55	-0,51	0,69	0,95	1,36
1988	-11,34	-7,22	-6,53	-5,67	-5,62	-4,68	-3,86	-2,97	-0,32	3,60
1989	-6,34	-7,72	-7,13	-7,07	-7,04	-6,82	-5,49	-3,19	-1,02	4,23
1990	12,45	8,89	8,84	7,86	8,80	7,92	6,92	5,58	2,65	-5,46
1992	-13,87	11,93	14,77	16,75	13,58	12,03	8,16	2,97	-1,20	-5,85
1993	-2,13	-4,70	-5,46	-7,18	-6,99	-6,64	-7,29	-5,20	-3,00	6,25
1995	9,07	0,44	-1,40	-0,63	0,95	-1,50	1,00	2,30	3,17	-1,61
1996	-10,78	-3,95	-1,75	-1,02	-0,51	0,65	1,45	1,94	1,20	-0,65
1997	3,23	1,13	0,23	-0,21	0,01	-0,57	0,11	-0,20	-0,42	0,17
1998	8,20	2,64	2,62	1,88	0,53	0,02	-0,77	-1,51	-0,95	0,29
1999	4,94	4,21	2,59	2,10	1,99	1,71	0,53	0,56	0,04	-1,10
2001	-9,16	-1,38	0,10	-0,12	0,05	2,05	-0,18	-0,24	-0,71	0,27
2002	13,26	5,58	3,55	1,52	1,10	0,50	0,70	-0,20	-0,66	-0,68
2003	-1,87	1,52	1,04	3,29	2,30	3,21	1,76	1,64	0,66	-1,82
2004	12,13	6,73	5,78	3,34	2,80	1,98	1,35	0,82	-0,42	-1,84
2005	4,21	2,59	1,24	1,08	1,11	1,37	0,38	-0,62	-1,39	-0,07
2006	1,97	2,76	2,93	2,87	2,23	1,37	0,56	0,03	0,25	-1,19
2007	-4,13	1,61	2,10	2,79	3,10	3,20	2,63	1,45	0,16	-2,03
2008	10,88	4,87	5,12	3,35	2,42	1,30	1,20	0,85	-0,22	-1,90
2009	-1,04	1,33	1,85	1,87	1,73	1,74	0,71	0,01	-0,56	-0,76
2011	1,85	4,83	4,06	3,94	3,78	2,51	2,19	0,92	-1,13	-2,06
2012	6,23	2,94	1,57	1,40	0,94	0,55	-0,67	-0,35	-1,11	-0,13
2013	-6,98	-0,59	0,69	0,93	0,96	0,57	0,70	0,02	0,56	-0,53
2014	22,05	5,36	3,17	1,91	1,35	-0,14	1,01	0,42	-0,34	-1,59
2015	-5,72	-0,77	0,39	0,68	0,47	2,03	-0,13	0,30	0,20	-0,45
Média (77-15)	0,79	1,28	1,34	1,28	1,16	1,00	0,65	0,40	0,05	-0,63
Subper. 77-86	0,33	1,04	1,35	1,41	1,33	1,23	1,06	0,85	0,59	-0,88
Subper. 87-96	-4,54	-1,39	-0,70	-0,22	0,06	-0,08	0,05	0,26	0,30	0,23
Subper. 97-15	3,53	2,67	2,30	1,92	1,58	1,38	0,71	0,23	-0,36	-0,91
D.p. (77-15)	8,63	4,94	4,60	4,40	3,93	3,55	2,98	2,27	1,83	2,58

Fonte: Microdados da PNAD - IBGE. Elaboração própria.

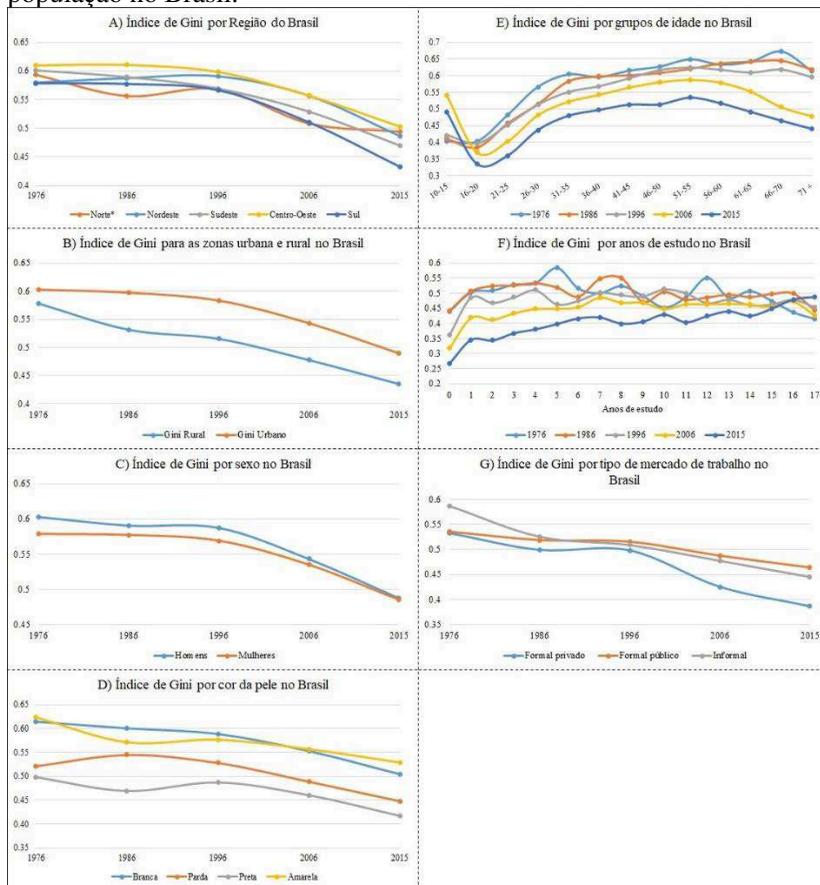
Tabela A.2: População com renda maior que zero por característica no Brasil (%).

	População (%)						População (%)				
	1976	1986	1996	2006	2015		1976	1986	1996	2006	2015
Região											
Sul	16,73	15,82	16,36	15,51	15,47	C-Oeste	3,88	6,67	6,74	7,13	7,69
Sudeste	49,96	49,15	46,94	44,03	42,53	Nordeste	27,14	25,52	25,77	26,41	26,68
Norte*	2,28	2,84	4,19	6,92	7,63						
Zona											
Urbana	69,33	78,05	83,12	84,72	85,61	Rural	30,67	21,95	16,88	15,28	14,39
Sexo											
Mulheres	30,67	36,55	41,59	47,34	48,81	Homens	69,33	63,45	58,41	52,66	51,19
Cor da pele											
Brancos	57,87	58,19	58,12	51,53	46,14	Negros	9,44	6,74	6,63	7,55	9,90
Pardos	30,25	34,37	34,78	40,36	43,43	Amarelos	2,43	0,70	0,48	0,56	0,53
Idade											
10-15	4,63	4,67	2,47	1,63	1,24	46-50	7,05	6,81	7,49	8,27	8,84
16-20	13,73	11,92	9,45	7,17	5,34	51-55	5,35	5,39	5,70	7,03	8,07
21-25	14,67	13,55	11,22	11,25	8,29	56-60	4,34	4,81	5,30	5,72	6,96
26-30	12,28	12,36	11,32	11,52	9,85	61-65	3,60	3,80	4,56	4,48	6,03
31-35	9,70	10,91	11,58	10,77	10,93	66-70	2,98	3,12	3,81	3,93	4,83
36-40	9,57	9,60	10,79	10,71	10,41	71+	4,50	5,43	7,10	7,64	9,79
41-45	7,62	7,62	9,21	9,88	9,42						
Anos de estudo											
0	26,71	19,84	15,40	11,67	9,06	9	0,99	1,56	2,20	2,84	2,65
1	5,91	5,14	2,93	2,51	1,88	10	1,28	1,79	2,70	3,22	2,98
2	9,80	7,87	5,34	4,00	3,05	11	1,73	6,27	13,61	22,11	26,16
3	12,50	9,25	7,63	5,59	4,08	12	0,73	0,68	0,71	1,42	2,68
4	22,53	21,07	17,68	13,39	9,52	13	0,87	0,82	0,89	1,39	1,76
5	6,73	6,74	5,44	5,16	5,33	14	1,19	1,17	1,18	1,55	1,23
6	1,66	2,67	4,06	3,62	3,21	15	2,24	3,41	3,95	5,29	8,20
7	1,42	2,76	4,31	4,14	3,36	16	1,22	1,29	1,73	2,01	3,42
8	2,14	7,25	9,59	9,33	9,76	17+	0,34	0,42	0,64	0,76	1,68
Mercado de trabalho											
Privado	58,45	57,94	50,60	52,97	60,75	Informal	38,65	38,74	38,28	36,68	27,76
Público	2,90	3,32	11,12	10,36	11,49						

*A região norte não possui dados para sua área rural até 2004.

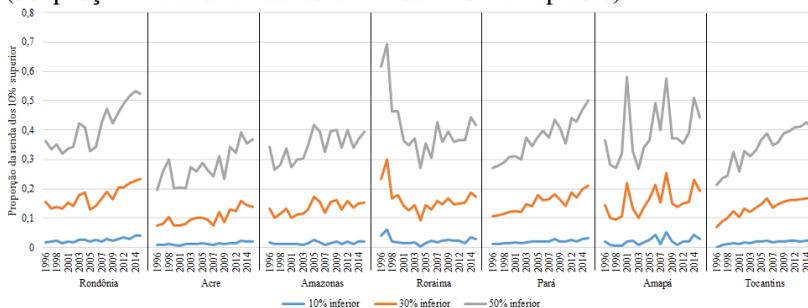
Fonte: Microdados da PNAD. Elaboração própria.

Figura A.1: Índice de Gini para diferentes grupos de características da população no Brasil.



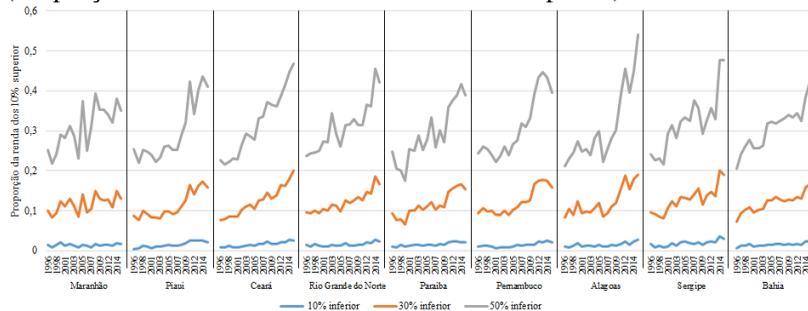
APÊNDICE B – Apêndice do Capítulo 3

Figura B.1: Desigualdade de renda na região Norte, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).⁵⁹



Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

Figura B.2: Desigualdade de renda na região Nordeste, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).



Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

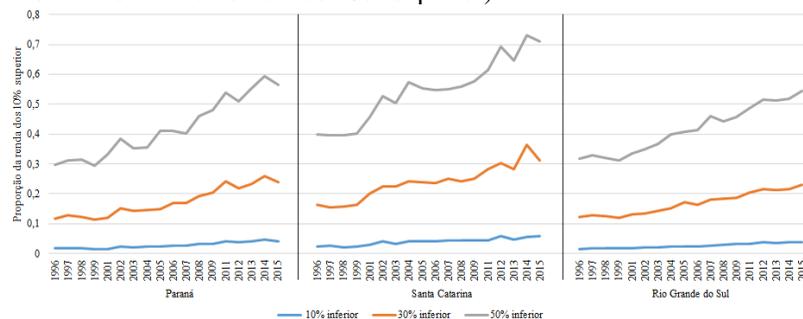
⁵⁹ Os estados da região Norte não possuem dados para a área rural até 2004 (exceto estado do Tocantins).

Figura B.3: Desigualdade de renda na região Sudeste, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).



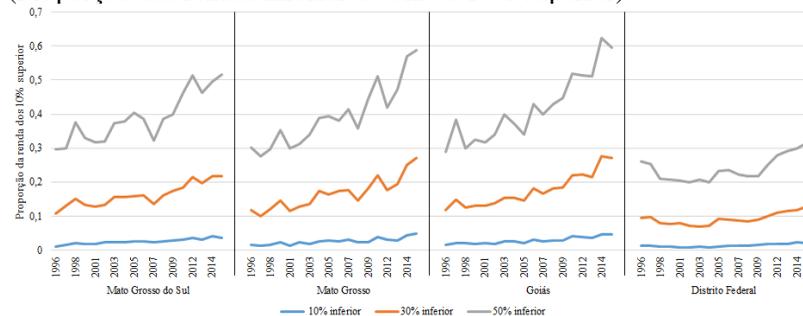
Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

Figura B.4: Desigualdade de renda na região Sul, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).



Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

Figura B.5: Desigualdade de renda na região Centro-Oeste, 1996-2015 (Proporção das rendas inferiores com os 10% superior).



Fonte: Estimado pelo autor com base nos dados da PNAD.

ANEXO A – Anexo do Capítulo 1

Tabela A.1: Variação anual do PIB real no Brasil (1970-2015).

Ano	Var. PIB (%)						
1970	10,4	1982	0,83	1994	5,33	2006	3,96
1971	11,34	1983	-2,93	1995	4,42	2007	6,09
1972	11,94	1984	5,4	1996	2,15	2008	5,17
1973	13,97	1985	7,85	1997	3,38	2009	-0,33
1974	8,15	1986	7,49	1998	0,04	2010	7,53
1975	5,17	1987	3,53	1999	0,25	2011	2,73
1976	10,26	1988	-0,06	2000	4,31	2012	1,03
1977	4,93	1989	3,16	2001	1,31	2013	2,49
1978	4,97	1990	-4,35	2002	2,66	2014	0,1
1979	6,76	1991	1,03	2003	1,15	2015	-3,8
1980	9,2	1992	-0,47	2004	5,71		
1981	-4,25	1993	4,67	2005	3,16		

Fonte: IBGE. Sistema de contas nacionais (referência 2000).

Tabela A.2: Inflação no Brasil (%) – IGP-DI (1970-2015).

Ano	IGP-DI	Ano	IGP-DI	Ano	IGP-DI	Ano	IGP-DI
1970	19,26	1982	99,72	1994	1093,89	2006	3,79
1971	19,47	1983	210,99	1995	14,78	2007	7,89
1972	15,72	1984	223,81	1996	9,34	2008	9,10
1973	15,54	1985	235,11	1997	7,48	2009	-1,43
1974	34,55	1986	65,03	1998	1,70	2010	11,30
1975	29,35	1987	415,83	1999	19,98	2011	5,00
1976	46,26	1988	1037,56	2000	9,81	2012	8,10
1977	38,78	1989	1782,89	2001	10,40	2013	5,52
1978	40,81	1990	1476,71	2002	26,41	2014	3,78
1979	77,25	1991	480,23	2003	7,67	2015	10,70
1980	110,24	1992	1157,83	2004	12,14		
1981	95,20	1993	2708,17	2005	1,22		

Fonte: FGV/Conjuntura Econômica – IGP.

Tabela A.3: Média anual do salário mínimo real* no Brasil, em R\$ (1971-2015).

Ano	Salário	Variação	Ano	Salário	Variação	Ano	Salário	Variação
1971	691,06	-0,01	1986	660,01	3,49	2001	492,19	9,08
1972	693,76	0,39	1987	539,96	-18,19	2002	504,76	2,55
1973	707,85	2,03	1988	558,87	3,50	2003	508,28	0,70
1974	691,50	-2,31	1989	558,87	0,00	2004	527,20	3,72
1975	726,76	5,10	1990	419,58	-24,92	2005	563,90	6,96
1976	726,79	0,00	1991	397,85	-5,18	2006	643,16	14,06
1977	731,54	0,65	1992	430,02	8,08	2007	682,03	6,04
1978	733,25	0,23	1993	474,24	10,28	2008	703,01	3,08
1979	729,66	-0,49	1994	382,76	-19,29	2009	753,78	7,22
1980	738,02	1,15	1995	388,53	1,51	2010	793,82	5,31
1981	735,45	-0,35	1996	405,26	4,31	2011	794,53	0,09
1982	745,35	1,35	1997	415,56	2,54	2012	861,46	8,42
1983	673,09	-9,70	1998	431,91	3,94	2013	882,65	2,46
1984	614,85	-8,65	1999	436,26	1,01	2014	888,96	0,71
1985	637,77	3,73	2000	451,21	3,43	2015	885,35	-0,41

*Mês de referência: março de 2017. Deflator: INPC.

Fonte: IPEA. Elaboração Própria.

Tabela A.4: Número de famílias beneficiadas pelo Programa Bolsa Família e BPC no Brasil (1996-2015).

Bolsa Família		BPC	
Ano	Famílias	Ano	Idosos e deficientes
1996	-	1996	346.219
1997	-	1997	645.894
1998	-	1998	848.299
1999	-	1999	1.032.573
2000	-	2000	1.209.927
2001	-	2001	1.339.119
2002	-	2002	1.560.854
2003	-	2003	1.701.240
2004	6.571.839	2004	2.061.013
2005	8.700.445	2005	2.277.365
2006	10.965.810	2006	2.477.485
2007	11.043.076	2007	2.680.823
2008	10.557.996	2008	2.934.472
2009	12.370.915	2009	3.166.845
2010	12.778.220	2010	3.401.541
2011	13.352.306	2011	3.595.337
2012	13.900.733	2012	3.771.832
2013	13.841.665	2013	3.964.192
2014	14.053.415	2014	4.130.432
2015	13.732.792	2015	4.242.726

Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social e IBGE. Elaboração própria.