



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro de Ciências Sociais

Faculdade de Ciências Econômicas

Tarsylla Oliveira

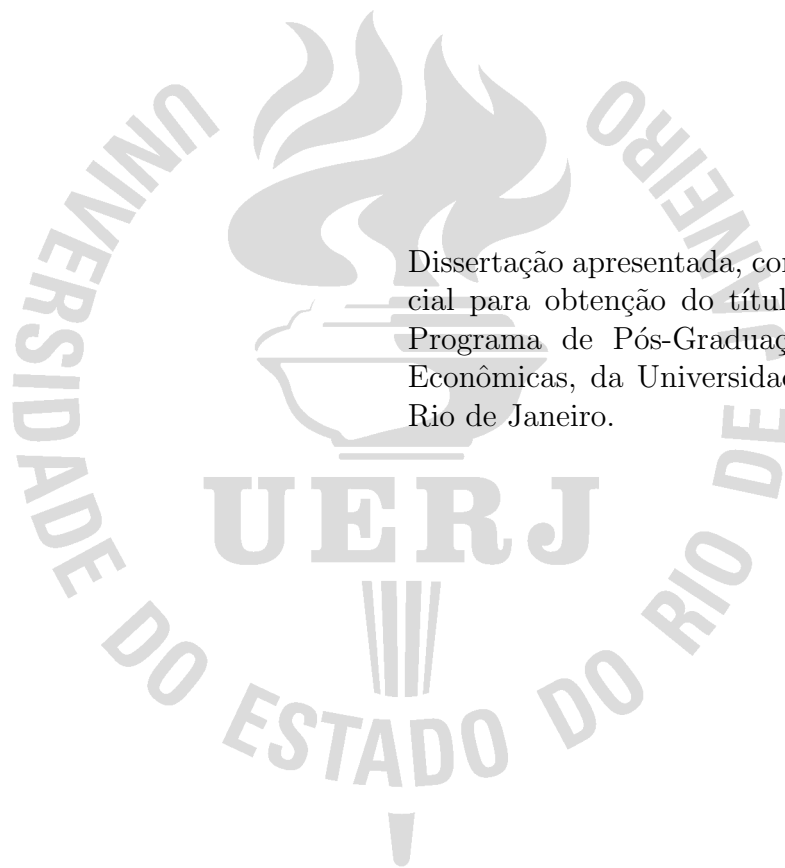
**Desigualdade de renda e valorização do salário mínimo real no
Brasil: uma análise de decomposição para o período 2005/2015**

Rio de Janeiro

2019

Tarsylla Oliveira

Desigualdade de renda e valorização do salário mínimo real no Brasil: uma análise de decomposição para o período 2005/2015



Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Orientador: Professora Dr^a. Ana Carolina da Cruz Lima

Rio de Janeiro

2019

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

O48 Oliveira, Tarsylla.
Desigualdade de renda e valorização do salário mínimo real no Brasil: uma análise de decomposição para o período 2005-2015 / Tarsylla Oliveira.– 2019.
73 f.

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Ana Carolina da Cruz Lima.
Dissertação (Mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f. 57-61.

1. Renda – Distribuição – Brasil – Teses. 2. Salário-mínimo – Brasil – Teses. 3. Desigualdade social – Teses. 4. Economia – Teses. I. Lima, Ana Carolina da Cruz. II. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Faculdade de Ciências Econômicas. III. Título.

CDU 330.564(81)

Bibliotecária: Luciana Zöhrer CRB7/5643

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação, desde que citada a fonte.

Assinatura

Data

Tarsylla Oliveira

Desigualdade de renda e valorização do salário mínimo real no Brasil: uma análise de decomposição para o período 2005/2015

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Aprovada em 05 de Setembro de 2019.

Banca Examinadora:

Professora Dr^a. Ana Carolina da Cruz Lima (Orientador)
PPGCE/UERJ

Professor Dr. Luiz Fernando Rodrigues de Paulo
IE/UFRJ e PPGCE/UERJ

Professor Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva
CEFET

Rio de Janeiro

2019

"... que é muito difícil você vencer a injustiça secular, que dilacera o Brasil em dois países distintos: o país dos privilegiados e o país dos despossuídos."

Ariano Suassuna

RESUMO

OLIVEIRA, T *Desigualdade de renda e valorização do salário mínimo real no Brasil: uma análise de decomposição para o período 2005/2015*. 2019. 73 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019.

A literatura nacional está em consenso quanto à importância do salário mínimo para a redução da desigualdade de distribuição de renda, entretanto, poucos estudos buscam mensurar o papel da política de valorização salarial sobre a desigualdade inter-regional. É nesta perspectiva que se pretende avançar, a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNADs) para os anos 2005, 2008, 2011 e 2015, ao analisar o impacto da valorização real do salário mínimo para a redução da desigualdade de renda no âmbito regional. Primeiramente com base na renda domiciliar *per capita*, ao decompor o índice de Gini, foi constatado o alto percentual de participação e elevado grau de correlação da renda do trabalho. Houve redução da desigualdade nacional e todas as regiões apresentaram melhores resultados, porém a desigualdade entre regiões aumentou no período. Levando em conta somente os indivíduos ocupados, em todo o período houve redução da desigualdade de renda recebida, porém as proporções de redução foram diferentes. O intervalo entre 2005 e 2008 apresentou maior variação (2,55%), correspondendo ao mesmo intervalo com as maiores valorizações do salário mínimo real; o subperíodo com menor variação nos níveis de desigualdade (2011 a 2015) (1,46%) foi também quando os aumentos reais do salário mínimo obtiveram os menores percentuais de valorização.

Palavras-chave: Desigualdade de Renda. Salário Mínimo. Regionalidade.

ABSTRACT

OLIVEIRA, T *Income inequality and valorization of the real minimum wage in Brazil: a decomposition analysis for the period 2005/2015*. 2019. 73 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019.

The national literature is in consensus on the importance of the minimum wage for reducing income inequality, however few studies seek to measure the role of wage appreciation policy on interregional inequality. It is in this perspective that we intend to advance, based on data from the National Household Sample Survey (PNADs) for the years 2005, 2008, 2011 and 2015, by analyzing the impact of the real appreciation of the minimum wage to reduce income inequality. at the regional level. Firstly, based on household income *per capita*, when decomposing the Gini index, a high percentage of participation and a high degree of correlation of labor income were found. There was a reduction in national inequality, and all regions showed better results, but inequality between regions increased in the period. Taking into account only the employed individuals, in the whole period there was a reduction in the income inequality received, but the reduction proportions were different, the interval between 2005 and 2008 presented the largest variation (2.55 %), corresponding to the same interval with the highest appreciations of the real minimum wage; The subperiod with the lowest variation in inequality levels (2011 to 2015) (1.46 %) was also when the real increases in the minimum wage had the lowest appreciation percentages.

Keywords: Rend Inequality. Minimum Wage. Regionality.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

| | |
|--|----|
| Figura 1 - Salário Mínimo e Índice de Gini (Brasil, 2005-2015) | 17 |
| Figura 2 - Evolução do salário mínimo corrigido apenas pelo INPC <i>versus</i> salário mínimo real (Brasil, 2005-2015) | 21 |
| Figura 3 - Aumento percentual do salário mínimo real (Brasil, 2005-2015) | 21 |
| Figura 4 - Exemplo de curva de Lorenz | 32 |
| Figura 5 - Distribuição dos ocupados por faixa de salário mínimo (Brasil, 2005/2015) | 41 |
| Figura 6 - Curvas de Lorenz por região da renda <i>per capita</i> (Brasil, 2005/2015) . | 46 |
| Figura 7 - Distribuição da densidade de Kernel da renda total para regiões (Brasil, 2005/2015) | 51 |
| Figura 8 - Índices de Gini da renda <i>per capita</i> (Brasil e regiões, 2005-2015) | 62 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|----|
| Tabela 1 - Evolução do Salário Mínimo real, Índice de Gini, INPC e PIB real (Brasil, 2005/2015) | 16 |
| Tabela 2 - Salário mínimo, reajuste nominal e INPC (Brasil, 2005-2015) | 22 |
| Tabela 3 - Porcentagem acumulada da renda domiciliar <i>per capita</i> apropriada pelas pessoas (Brasil, 2005/2015) | 40 |
| Tabela 4 - Estatísticas descritivas da população ocupada (Brasil, 2005/2015) . . . | 43 |
| Tabela 5 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar <i>per capita</i> >0 (Brasil, 2005/2015) | 44 |
| Tabela 6 - Índices de Gini da distribuição de rendimento domiciliar <i>per capita</i> (Regiões do Brasil, 2005/2015) | 46 |
| Tabela 7 - Índices de Gini, Mehran e Piesch da distribuição de rendimento domiciliar <i>per capita</i> (Brasil, 2005/2015) | 48 |
| Tabela 8 - Participação de cada parcela em relação a distribuição de rendimento de todas as fontes (Brasil, 2005/2015) | 49 |
| Tabela 9 - Resultados agregados da decomposição de Oaxaca-Blinder para o logaritmo do salário do trabalho principal dos ocupados (ano A-ano B) . . | 52 |
| Tabela 10 - Decomposição de Oaxaca-Blinder para o logaritmo do salário do trabalho principal dos ocupados-efeito composição (ano A ano B) | 54 |
| Tabela 11 - Estatísticas descritivas dos ocupados (Brasil, 2005) | 63 |
| Tabela 12 - Estatísticas descritivas dos ocupados (Brasil, 2008) | 64 |
| Tabela 13 - Estatísticas descritivas dos ocupados (Brasil, 2011) | 65 |
| Tabela 14 - Estatísticas descritivas dos ocupados (Brasil, 2015) | 66 |
| Tabela 15 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar <i>per capita</i> >0 (Brasil, 2005) | 67 |
| Tabela 16 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar <i>per capita</i> >0 (Brasil, 2008) | 68 |
| Tabela 17 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar <i>per capita</i> >0 (Brasil, 2011) | 69 |
| Tabela 18 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar <i>per capita</i> >0 (Brasil, 2015) | 70 |
| Tabela 19 - Decomposição Índice de Gini (Brasil e regiões 2006/2015) | 71 |
| Tabela 20 - Resultados agregados da decomposição de Oaxaca-Blinder para o logaritmo do salário do trabalho principal dos ocupados (ano A-ano B) . . | 72 |
| Tabela 21 - Decomposição de Oaxaca-Blinder para o logaritmo do salário do trabalho principal dos ocupados- efeito estrutura (ano A ano B) | 73 |

LISTA DE QUADROS

| | |
|--|----|
| Quadro 1 - Literatura empírica | 27 |
| Quadro 2 - Índices de desigualdade | 36 |
| Quadro 3 - Lista de variáveis | 39 |

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

| | |
|--------|---|
| BPC | Benefício de Prestação Continuada |
| DIEESE | Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos |
| CLT | Consolidação das Leis Trabalhistas |
| LOAS | Lei Orgânica de Assistência Social |
| IBGE | Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística |
| INPC | Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo |
| IPCA | Índice de Preços ao Consumidor |
| IRPF | Imposto de Renda de Pessoa Física |
| NME | Nova Matriz Econômica |
| PBF | Programa Bolsa Família |
| PIB | Produto Interno Bruto |
| PME | Pesquisa Mensal de Emprego |
| PNAD | Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio |
| PNADC | Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua |
| PND | Programa Nacional de Desenvolvimento |
| PAEG | Programa de Ação Econômica do Governo |
| PNAD | Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios |
| URV | Unidade Real de Valor |

SUMÁRIO

| | | |
|-----|--|----|
| | INTRODUÇÃO | 11 |
| 1 | REVISÃO DA LITERATURA | 14 |
| 1.1 | Desigualdade de renda no Brasil | 14 |
| 1.2 | Salário Mínimo: instituição e trajetória | 17 |
| 1.3 | Referencial empírico: redução da desigualdade de renda e valorização do salário mínimo no Brasil | 22 |
| 2 | METODOLOGIA | 29 |
| 2.1 | Base de dados | 29 |
| 2.2 | Curva de Lorenz | 30 |
| 2.3 | Decomposição de índices de desigualdade | 31 |
| 2.4 | Densidade de Kernel | 36 |
| 2.5 | Decomposição Oaxaca-Blinder | 37 |
| 3 | ANÁLISE DE RESULTADOS | 40 |
| 3.1 | Estatísticas descritivas | 40 |
| 3.2 | Curva de Lorenz | 45 |
| 3.3 | Decomposição de índices de desigualdade | 47 |
| 3.4 | Densidade de Kernel | 50 |
| 3.5 | Decomposição Oaxaca-Blinder | 51 |
| 4 | CONSIDERAÇÕES FINAIS | 55 |
| | REFERÊNCIAS | 57 |
| | APÊNDICE A – Primeiro apêndice | 62 |

INTRODUÇÃO

O Brasil possui níveis expressivos de desigualdade na distribuição de renda: uma parcela pequena da população é possuidora da maior parte da riqueza do país e, em contrapartida, a riqueza concentrada nos grupos mais pobres representa uma parcela pouco expressiva da renda nacional. Barros et al. (2010) afirmam que mesmo após acentuado declínio no grau de desigualdade ao longo da década de 2000, a concentração brasileira de renda é excessivamente alta. Logo, a queda dos índices de desigualdade recentemente deve ser vista apenas como o primeiro passo de uma longa trajetória de políticas voltadas às questões de distribuição de renda.

Uma sociedade na qual as oportunidades são diferentes tende a gerar uma sensação de vulnerabilidade. Segundo dados disponíveis no site do Banco Mundial, em 2005, 8,6% da população brasileira vivia abaixo da linha de extrema pobreza; este percentual apresentou queda até 2014, atingindo seu menor valor (2,8%), porém voltou a crescer em 2015 (3,4%)¹. Em termos absolutos, essa proporção correspondia, em 2015, a aproximadamente 7 milhões² de brasileiros que viviam abaixo da linha de pobreza extrema.

Uma medida tradicionalmente utilizada para mensurar a desigualdade é o Coeficiente de Gini, cujo valor pertence ao intervalo fechado entre zero (00) e um (01). Quanto mais próximo seu valor estiver de um, maior será o nível de desigualdade; quanto mais próximo de zero, menor o grau de desigualdade. Logo, quando o coeficiente de Gini é igual a zero significa que não há qualquer desigualdade na população (igualdade perfeita); quando o coeficiente de Gini é igual a um, significa desigualdade máxima. Em 2005, o coeficiente de Gini brasileiro, assim como calculado neste trabalho, era de 0,568. Após dez anos de queda, em 2015 reduziu-se para 0,515. Essa redução, todavia, não é satisfatória devido à elevada quantidade de pessoas que permanece em situação de pobreza. Kerstenetzky (2017) constata que a concentração de renda no topo da distribuição tem aumentado está aumentando, não só no Brasil como em todo mundo, demonstrando uma ineficácia quanto às políticas de intervenção redistributivas habituais, as quais atuam predominantemente pela via dos gastos em detrimento da tributação progressiva. Além disso, foi observada uma queda mais expressiva até o ano de 2011; após esse período, o declínio do coeficiente tornou-se mais lento. Esta redução dos decréscimos pode estar relacionada ao mesmo ponto de inflexão do desempenho econômico brasileiro, tal como

¹ A linha de pobreza extrema calculada pelo Banco Mundial equivale a US\$1,90 ou menos por dia ou US\$57,00 por mês. Já o limiar de pobreza em países de rendimento médio baixo é de USD \$3.20 por dia ou \$96,00 mensais (<https://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.NAHC?locations=BR>)

² Valor obtido a partir de dados do Banco Mundial (percentual abaixo da linha de pobreza) e IBGE (estimativa populacional brasileira).

as taxas de crescimento anual do PIB³, que após 2011 apresentam valores de crescimento decrescentes. Este ponto de inflexão, segundo Barbosa-Filho (2017), é resultado da crise, causada por um conjunto de choques de oferta e de demanda. Um conjunto de políticas adotadas em 2011 e 2012, denominado como Nova Matriz Econômica (MNE)⁴, afetou a produtividade econômica no Brasil, e então o produto potencial.

Estudos mais recentes do IBGE (2018), como a Síntese de Indicadores Sociais divulgada, mostram o quão desigual continua a distribuição de renda no Brasil: 10% da população mais rica recebe 17,6 vezes a mais que os pobres. Além do aumento na desigualdade, a quantidade de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza também cresceu. As razões que levaram a esta conjuntura estão relacionadas à recessão econômica dos dois anos anteriores e, principalmente, a cortes de investimento em programas de transferência de renda direcionados para classes mais pobres, como o Bolsa Família, por exemplo. A deterioração do mercado de trabalho tende a gerar aumento da pobreza, pois a renda do trabalho integra maior parte da renda domiciliar.

Medeiros et al.(2014) fazem o uso de dados tributários para observar o comportamento da desigualdade. Apesar das ressalvas quanto ao tipo de dados, os autores mostram que, contrariando os estudos realizados anteriormente com dados da PNAD, entre 2006 e 2012, os índices de Gini, Piesch e Mehran, que medem a desigualdade de distribuição de renda, não apresentaram queda no período 2006-2012 mas permaneceram estáveis. Ou seja, quando são utilizados dados do IRPF, deixa de haver queda na desigualdade e passa a haver estabilidade, sendo assim a situação da realidade brasileira pode ser ainda pior que a captada pelos dados utilizados na maioria dos trabalhos sobre o tema.

Também é importante ressaltar as especificidades regionais da distribuição de renda no Brasil. Por exemplo, a região Norte apresentou a menor redução da desigualdade no período 2005/2015, com uma variação de apenas 0,028⁵, muito abaixo da variação nacional (9,4%). A região que obteve o melhor resultado (redução do Coeficiente de Gini de 0,516 para 0,450) foi a região Sul. Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste tiveram reduções dos coeficientes, respectivamente, iguais a 0,062, 0,063 e 0,054. Em valores absolutos, em 2015, as regiões Sul e Norte apresentaram os menores índices de desigualdade e a região Centro-Oeste, os índices mais expressivos de desigualdade.

Segundo Pessoa (1999), tais disparidades regionais podem ser analisadas sob dois enfoques. O primeiro refere-se à desigualdade de renda *per capita* entre regiões, no qual as regiões Sul e Sudeste apresentam um valor de renda *per capita* superior às demais e as

³ De acordo com a série histórica de valorização em volume do PIB disponibilizada pelo IBGE.

⁴ A NME era baseada em uma forte intervenção governamental, redução da taxa de juros básica, investimentos direcionados, controle de preços e subsídios

⁵ Valores calculados neste trabalho a partir dos microdados da PNAD/IBGE (2019).

regiões Norte e Nordeste um valor menor; o segundo, está relacionado à desigualdade de renda absoluta entre as regiões, à concentração da produção e/ou distribuição do produto nacional em regiões específicas. Assim, como afirma o autor, é de se esperar que em um país tão grande como o Brasil haja diferenças de renda regionais. A questão fundamental refere-se à magnitude desse hiato e suas implicações para a coesão nacional.

Diversos autores referenciados, como Hoffmann, Barros e Sabóia, indicam que a valorização do salário mínimo real é um importante fator para explicar a redução da desigualdade no Brasil no período pós-2000. O salário mínimo é a principal fonte de remuneração da camada mais pobre da população, logo, a sua valorização em termos reais é capaz de elevar a renda do trabalho desses indivíduos, bem como os valores médios recebidos por intermédios de programas de assistência social e de transferência de renda. É um consenso na literatura que a valorização do salário mínimo real teve impacto positivo sobre a redução da desigualdade de renda no Brasil no período 2005/2015. Observa-se inclusive que os efeitos regionais dessa política pública tiveram magnitudes distintas devido às elevadas disparidades socioeconômicas e especificidades regionais observadas entre suas unidades federadas. De acordo com Brito, Foguel e Kerstenetzky (2015), a valorização do salário mínimo é a política que mais positivamente contribuiu para a redução da desigualdade na distribuição de renda no Brasil.

É justamente nessa perspectiva que se pretende avançar na análise sobre a trajetória da desigualdade no Brasil em seu período de desenvolvimento pós-2005, com ênfase nos anos mais recentes, nos quais tem sido observada uma retração da atividade econômica e a interrupção dos reajustes reais do salário mínimo.

Nessa perspectiva, o objetivo da Dissertação é analisar o impacto da valorização real do salário mínimo para a redução da desigualdade de renda no âmbito regional no Brasil entre os anos de 2005 e 2015. Os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) serão utilizados para calcular uma série de medidas de desigualdade (Coeficiente de Gini, Curva de Lorenz, Densidade de Kernel, etc.) e para realizar uma análise de Decomposição de acordo com a metodologia indicada por Oaxaca-Blinder (BLINDER, 1973)(OAXACA, 1973). Espera-se identificar as heterogeneidades regionais existentes nesse processo, bem como a efetiva contribuição do ganho (ou ao menos manutenção) do poder aquisitivo dos trabalhadores para o cálculo de medidas de desigualdade de renda.

Além desta introdução, a Dissertação possui três capítulos. O referencial teórico e empírico sobre o tema são brevemente discutidos no Capítulo 01. No Capítulo 02 são descritas a base de dados e a metodologia aplicada para o cálculo da desigualdade e sua decomposição. A análise dos resultados é realizada no Capítulo 03. Em seguida, são realizadas as considerações finais da Dissertação.

1 REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo primeiramente apresenta uma breve introdução a estudos que discorrem sobre a desigualdade de renda no Brasil, de 1960 até o início do século XXI ⁶. A segunda seção fará a análise da trajetória histórica do salário mínimo, desde sua criação em 1940 até o pós-2000. Serão ressaltadas as principais políticas salariais implementadas, descrevendo brevemente o contexto político econômico de cada década. A terceira e última seção discute as principais contribuições empíricas para a evolução de estudos sobre desigualdade de renda no Brasil a partir de dados fornecidos pelo IBGE.

1.1 Desigualdade de renda no Brasil

Analisar o processo de crescimento econômico do Brasil nas últimas décadas e compreender seus pilares é de extrema importância para a análise de sua conjuntura ao longo dos anos 2000 e para identificar as origens de suas desigualdades socioeconômicas. A partir de tal análise histórica, é perceptível que o foco das políticas governamentais implementadas estava relacionado à obtenção de expressivas taxas de crescimento econômico em detrimento de variáveis sociais. Langoni (2005) ressaltava que o processo de crescimento brasileiro na década de 1960 esteve intrinsecamente associado ao crescimento da desigualdade de renda⁷. O autor destaca que a despeito do acréscimo da desigualdade de renda durante o período, a expansão do Produto Interno Bruto (PIB) e a intensificação da industrialização viabilizaram melhorias no setor educacional (pág.33), transferência de mão de obra do setor primário para o urbano e maior participação de jovens e mulheres no mercado de trabalho (pág.74) (alterações geralmente associadas a processos de desenvolvimento econômico). As diferenças individuais de renda no Brasil nos anos 1960 e 1970 são explicadas a partir das diferenças no nível de educação, idade, sexo, atividade e região, via estimação de regressões log-lineares. Langoni (2005) destaca que o crescimento econômico brasileiro no período foi capaz de reduzir a quantidade de pessoas em situação de pobreza, todavia, esse movimento foi acompanhado pela concentração de renda. Em resumo, para o autor, os ciclos econômicos observados durante o processo de consolidação industrial no Brasil foram caracterizados pelo aumento e manutenção de elevados níveis de concentração de renda.

⁶ Inicia-se a análise na década de 1960, pois esse período representa o marco teórico e empírico para os estudos sobre desigualdade no Brasil a partir da publicação da análise realizada por Langoni (2005).

⁷ Validade da curva de Kuznets.

Ao longo dos anos 1980, esses indicadores foram intensificados devido às elevadas taxas de inflação verificadas (FERREIRA; LITCHFIELD, 2000). Castro (2005) ressalta que os efeitos da inflação sobre a desigualdade de renda no período foram expressivos, pois houve redução de aproximadamente 13% da renda média do primeiro decil da distribuição e aumento de 25% para o último decil.

Na década de 1990, principalmente após a implementação do plano de estabilização monetária – o Plano Real – e de um conjunto de reformas estruturais (abertura comercial e financeira, desregulamentação etc.), houve uma melhoria nesses indicadores, entretanto, seus valores continuavam extremamente elevados (BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2001). Menezes, Fernandes e Picchetti (2007) evidenciam que o fator mais relevante para explicar a desigualdade entre grupos no Brasil no período refere-se aos retornos da educação.

Apenas a partir dos anos 2000, após a introdução do regime de metas de inflação e da obtenção de sucessivos superávits primários positivos, foi proporcionada uma conjuntura mais favorável para a elaboração de políticas públicas relacionadas à redução da desigualdade de renda (e redução da pobreza). Mais especificamente, a retomada do crescimento econômico e a adoção de políticas sociais (transferência de renda) e salariais pelo Governo Federal proporcionaram ganhos para todas os estratos de renda, especialmente para os grupos mais pobres da população (BARROS et al., 2010). O Brasil apresentou quedas nos índices de pobreza, indigência e desigualdade, cujos valores convergiram para os níveis mais baixos nos últimos 40 anos (ROCHA, 2003).

A análise da dinâmica socioeconômica brasileira no período pós-2000 indica duas tendências principais, conforme ressaltam Barros et al. (2010): (i) declínio expressivo e contínuo na desigualdade da distribuição de renda e (ii) a redução dos níveis de pobreza e de extrema pobreza, com melhorias significativas das condições de vida. Todavia, a despeito dos avanços observados, os indicadores de pobreza e desigualdade brasileiros continuam a apresentar níveis desfavoráveis.

Segundo Barros et al. (2010) os principais determinantes para a redução da desigualdade no Brasil em seu período de desenvolvimento recente estão relacionados a transformações demográficas, alterações na distribuição da renda não derivada do trabalho e mudanças ocorridas no mercado de trabalho. Sobre a dinâmica dos mercados de trabalho no Brasil, os autores identificam a expansão da proporção de adultos ocupados e a contribuição da política de valorização do salário mínimo real para a redução da desigualdade de renda no país.

Os dados descritos na Tabela 1 indicam que no período de 2005 a 2015 houve redução no índice de Gini de 9,4%, enquanto o salário mínimo teve um aumento real de 49,9%. Os valores de salário mínimo real foram calculados a partir do deflator proposto por Corseuil e Foguel (2002), onde a série é deflacionada para 2015 usando a média geométrica de outubro e novembro do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Tabela 1 - Evolução do Salário Mínimo real, Índice de Gini, INPC e PIB real
(Brasil, 2005/2015)

| | 2005 | 2008 | 2011 | 2015 |
|--------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| SM real (em R\$ de 2015)* | 525,72 | 633,78 | 709,93 | 788,00 |
| Gini (rdpc) | 0,564 | 0,540 | 0,529 | 0,512 |
| INPC (% a.a.) | 5,05 | 6,48 | 6,08 | 11,28 |
| PIB real** (em bilhões de R\$) | 3.893 | 4.845 | 5.799 | 6.000 |
| | | | | |
| Variação | 2008-2005 | 2011-2008 | 2015-2011 | 2015-2005 |
| SM real | 20,6% | 12,0% | 11,0% | 49,9% |
| Gini | -4,3% | -1,9% | -3,2% | -9,2% |
| PIB real | 24,5% | 19,7% | 3,5% | 54,1% |

Legenda: *Deflator proposto por Foguel e Corseuil, (2002)

**Deflacionado a preços de 2015 pelo INPC acumulado

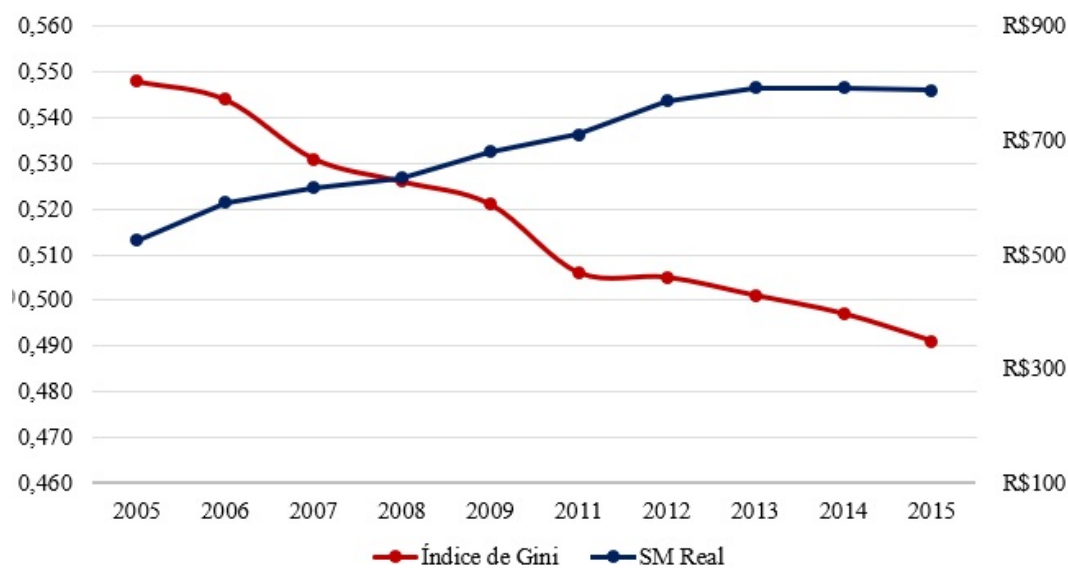
Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019.

Optou-se por usar o INPC, pois este índice mensura o impacto inflacionário nas camadas mais pobres da população. O INPC é calculado a partir da variação dos preços da cesta de bens consumida pela população com rendimento entre 1 e 5 salários mínimos, de todas as fontes de renda. Sendo o objetivo deste trabalho captar o impacto do salário mínimo sobre a desigualdade de renda, é importante a escolha de um índice que tenha maior sensibilidade à população localizada na camada mais baixa da distribuição de renda.

Apesar dos resultados favoráveis no período pós-2000, quanto aos avanços nos índices de bem-estar social e pobreza, estudos mais recentes apontam para um caminho inverso. Neri (2019) demonstrou que após 2014 o índice de Gini voltou a apresentar variações positivas, evidenciando piora dos indicadores de desigualdade social⁸. Diversos estudos, ao usarem os dados da PNAD, evidenciam melhoras nesses indicadores. É inquestionável a importância destes dados, para a compreensão da situação populacional brasileira, porém é necessário ter em mente que as informações por estes fornecidas são referentes à renda recebida da população, o que acaba por subestimar a renda apropriada pelos mais ricos. Ao comparar informações da PNAD, com as de declarações de Imposto de Renda obtidas na Receita Federal Medeiros et. al.(2014) apontam para uma situação de estagnação dos indicadores de bem estar social.

⁸ Ao usar os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua -PNADC- fornecidos trimestralmente pelo IBGE, o autor constata, que o índice de Gini da renda domiciliar *per capita* do trabalho, que no quarto trimestre de 2014, houve quebra na série, que desde 2003 apresentava trajetória de declínio do índice de Gini e a partir de então passou a apresentar resultados crescentes até o segundo trimestre de 2019, data final do período de referência no estudo de Neri (2019)

Figura 1 - Salário Mínimo e Índice de Gini (Brasil, 2005-2015)



Legenda: Exceção de 2010

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019.

1.2 Salário Mínimo: instituição e trajetória

O salário mínimo é a remuneração mínima a ser paga aos trabalhadores, instituído no Brasil em 1 de maio em 1940⁹ para suprir suas necessidades básicas, como moradia, alimentação, saúde, vestuário e lazer (SABOIA, 2007). Apesar de ter sido criado pelo Governo Federal, o salário mínimo era regionalizado, assumindo assim valores diferentes em cada região e sub-região, devido aos diferentes custos de vida intra e inter-regionais, totalizando 14 salários diferentes.

Art. 1º Fica instituído, em todo o país, o salário mínimo a que tem direito, pelo serviço prestado, todo trabalhador adulto, sem distinção de sexo, por dia normal de serviço, como capaz de satisfazer, na época atual (...), às suas necessidades normais de alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte.

Na década de 1940, o governo Vargas investia na indústria de base, surgindo assim uma população urbana operária (ABREU et al. 2014). Neste contexto foram implementadas mudanças na legislação e a Consolidação das Leis Trabalhistas (CLT). Em 1943, o salário mínimo foi reajustado duas vezes, porém depois deste ano passou por um processo de congelamento, permanecendo oito anos sem ajuste. Segundo Resende (1989) durante

⁹ Decreto-Lei nº 2.162

o governo Dutra, entre 1946 e 1950, este congelamento está associado à deterioração de 30% do valor real do salário.

Na década de 1950, o Brasil passou por um processo de diversificação industrial, especialmente na segunda metade da década, durante a implementação do Plano de Metas, quando o processo de industrialização foi influenciado pelo investimento público direto ou via empresas estatais e, de forma menos expressiva, pelo capital estrangeiro (SERRA, 1982). Este contexto desenvolvimentista possibilitou efeitos positivos sobre os salários reais, permitindo cinco reajustes, sendo dois no governo Vargas e três no governo Juscelino Kubitschek.

No início da década de 1960 os reajustes dos governos Quadros e Goulart não foram suficientes para garantir o poder de compra do salário mínimo que teve queda de 20% do seu valor real. A trajetória de crescimento estrutural brasileira foi interrompida, em razão do período de inflação alta e baixo crescimento, causados pela crise cambial e dificuldade de obter financiamento externo. Com a ditadura militar em 1964, os salários passaram a ser vistos como principal componente de pressão inflacionária, resultando em uma política salarial mais apertada (RESENDE, 1989). Neste período, como as manifestações sindicais eram repreendidas, não havia mais negociação entre trabalhadores e empregadores, ou seja, houve perda do poder de barganha dos trabalhadores sobre a negociação dos reajustes salariais, cujos percentuais passaram a ser estabelecidos pelo governo sem nenhuma negociação. O Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG) estabeleceu uma correção salarial calculada através da média dos últimos 24 meses somada de uma porcentagem do aumento de produtividade e de uma parcela de inflação prevista para o futuro, o que tornava difícil aumentos salariais em linha com a inflação. Segundo Lago (1989), apesar do crescimento da economia e da produtividade do trabalho, os indicadores apontavam queda ou estagnação do salário mínimo real. Ainda que a década de 1960 apresente retrocessos no poder de compra salarial, ao menos a abrangência do salário mínimo se estendeu aos trabalhadores rurais,¹⁰ em 1963.

Para alguns autores este “arrocho salarial”, da segunda metade dos anos 1960, foi um dos grandes responsáveis pela piora da distribuição de renda do país sentidos na década seguinte (FISHLOW, 1973). O salário mínimo comprimido, somado ao fortalecimento de camadas sociais relacionadas a administração de grandes empresas, gerou uma piora na distribuição de renda (BACHA, 1979).

Na década de 1970, o país passou por duas crises do petróleo. Na primeira em 1973 ao invés de uma resposta recessiva, o Brasil optou por aumentar a dívida externa, manter as importações de petróleo e continuar a crescer via implementação do II Programa Nacional de Desenvolvimento (II PND). O plano marca o início de uma nova etapa industrial,

¹⁰ Lei nº4.214, de 2 de março de 1963

em especial na área química e petroquímica e de metais não ferrosos, interrompida em 1979 pela a segunda crise do petróleo e mudanças nas taxas de juros internacionais. Neste período devido aos impactos do boom de crescimento interno e ao choque do petróleo, houve agravamento da inflação. Os salários continuaram tendo ajustes periódicos indexados pelos mecanismos criados durante o PAEG. Segundo Saramago (2016), ao analisar os dados da distribuição funcional da renda pelos dados das Contas Nacionais desta época, verifica-se uma queda da participação dos salários entre 1970 e 1975 e uma leve alta entre 1975 e 1980.

Nos anos 1980, o Brasil enfrentou as consequências da segunda crise do petróleo, do choque dos juros americanos, e da escassez de liquidez internacional. A soma destes fatores elevou substancialmente a dívida externa, aumentando a inflação, pressionando as taxas de crescimento nacional. Segundo o Carneiro e Modiano (1889), a política salarial para o ano 1983 foi a seguinte:

”Em janeiro de 1983, através do Decreto-lei 2.012, o governo eliminou o adicional de 10% que incidia sobre a variação semestral do INPC para os assalariados com renda até três salários mínimos e reduziu os coeficientes de repasse na faixa salarial de 3 a 10 salários mínimos. Ainda na tentativa de reduzir a indexação salarial, o governo propôs mais três mudanças na lei salarial ao longo de 1983. A mais ambiciosa destas propostas, o Decreto-lei 2.045, que contempla um coeficiente uniforme de repasse de 80% da variação semestral do INPC para todas as faixas salariais, não pode se beneficiar do artifício do decurso de prazo para sua aprovação, pois foi rejeitada pelo Congresso Nacional em fins de outubro. O governo então, através do Decreto-lei 2.065, reduziu mais uma vez os percentuais de correção automática para as faixas entre 3 e 15 salários mínimos. Assim, a desindexação salarial e a aceleração inflacionária resultaram numa queda de cerca de 15% no poder de compra dos salários ao longo do ano de 1983”

Somente em 1984¹¹, houve a unificação nacional dos valores do mínimo. Porém, foi com a Constituição Federal de 1988, conforme artigo abaixo, que o texto expandiu os benefícios do salário mínimo, incluindo gastos com educação, saúde e previdência social, estendendo-os a toda família, com reajustes periódicos para conservar seu poder de compra;

Art7º prescreve, dentre os direitos dos trabalhadores: “são direitos dos trabalhadores urbanos e rurais, além de outros que visem à melhoria de sua condição social: (...) IV – salário mínimo, fixado em lei, nacionalmente unificado, capaz de atender a suas necessidades vitais básicas e às de sua família com moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, vestuário, higiene, transporte e previdência social, com reajustes periódicos que lhe preservem o poder aquisitivo.”

A implementação do Plano Real foi um dos principais eventos ao longo da década de 1990, a finalidade principal era o controle da hiperinflação que assolava o país. Segundo

¹¹ Decreto n° 89.589

Mercadante (1998), o plano foi criado a partir das seguintes ideias “neoliberais”: juros elevados, âncora cambial e aumento acelerado das importações de bens, serviços e capitais. Os impactos positivos do Plano Real foram estabilidade e manutenção do poder aquisitivo. Além disso, foi criada a URV, visando a preservação do poder de compra da massa salarial (no momento de implementação do plano o SM foi reajustado de URV 70,00 para R\$ 100), Giambiagi e Villela (2005). No final do governo Fernando Henrique Cardoso, houve a expansão das medidas previstas pela Lei Orgânica de Assistência Social (LOAS)¹², que garantiu um salário mínimo de benefício mensal à pessoa com deficiência e ao idoso que comprovem não possuir meios de se manter.

Apesar de ter o valor de reajuste estabelecido pelo Governo Federal a partir de 2000¹³, os estados passaram a ter poder de ajustar os valores acima do estipulado a nível nacional. Em 2004, foi realizada a primeira marcha da valorização do salário mínimo em Brasília, com o intuito de chamar a atenção dos poderes Legislativo e Executivo para a importância da política de valorização do salário mínimo nos âmbitos sociais e econômicos. Em maio de 2005, o então presidente da República, Luiz Inácio Lula da Silva, atende a reivindicação e anuncia elevação do SM que passa de R\$ 260,00 para R\$ 300,00. Em 2011, foi adotada uma política de valorização salarial que tornou-se projeto de lei¹⁴, sancionado pela presidente Dilma Rousseff. A legislação passou a estabelecer que a valorização deveria repor as perdas inflacionárias (indexação à inflação do período anterior) e proporcionar aumentos reais repostos pela taxa de crescimento do PIB de dois anos anteriores. Em 2015, tornou-se lei¹⁵ a Medida Provisória que dava continuidade a valorização do salário mínimo nos mesmos modelos anteriores, com vigência até 2019. Também é importante ressaltar a influência do aumento real do salário mínimo para a determinação dos valores dos benefícios vinculados à programas de transferência de renda, como o Programa Bolsa Família (PBF) e de aposentadorias e pensões vinculadas ao Instituto Nacional de Seguro Social (INSS).

Na Figura 2 acima, em vermelho, está representada a trajetória do salário mínimo nominal, entre 2005 e 2015, e em azul a evolução do salário mínimo, caso houvesse indexação pelo INPC do ano imediatamente anterior. Assim é possível comparar o aumento que efetivamente ocorreu, com o aumento que aconteceria caso o mínimo fosse apenas corrigido pela inflação (INPC) do ano anterior. Logo, é possível afirmar que ao longo destes dez anos o salário mínimo, obteve aumentos acima da inflação, elevando o poder de compra da população. A seguir na Figura 3, é possível acompanhar de forma

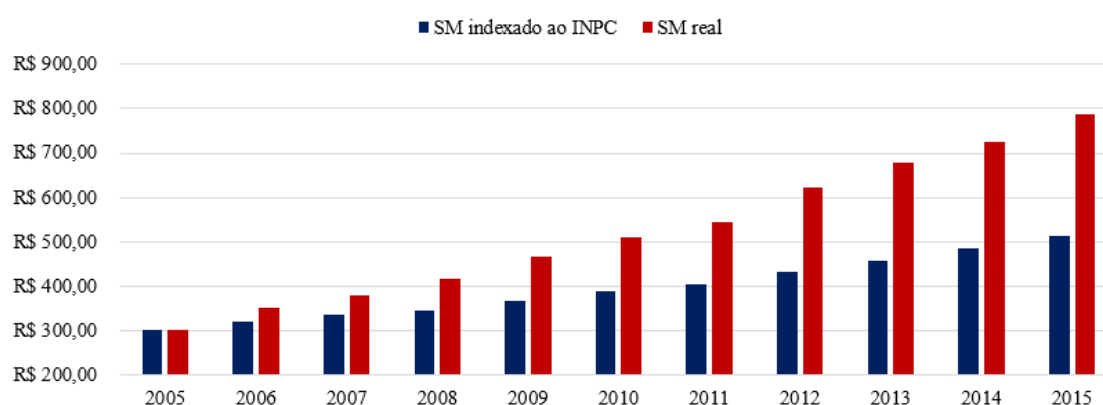
¹² Lei nº 8.742, de 7 de dezembro de 1998 (incluída pela lei nº 12.435/11)

¹³ Lei Complementar nº 103, de 14 de julho de 2000

¹⁴ Lei nº 12.382, de 25 de fevereiro de 2011

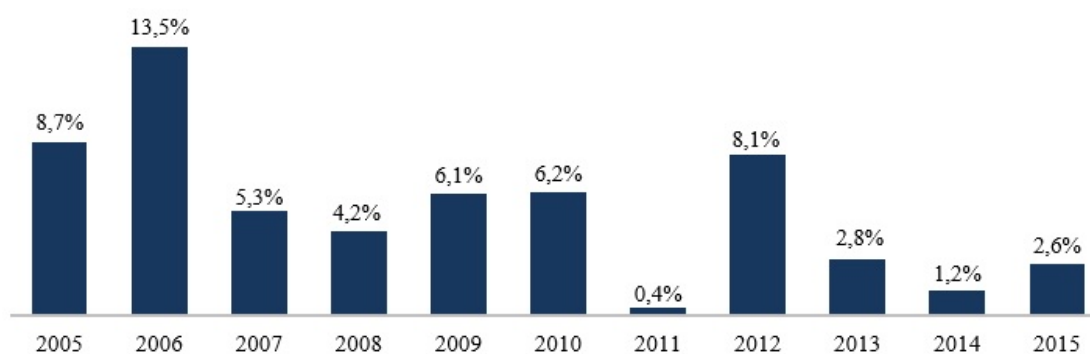
¹⁵ Lei nº 13.152, de 29 de julho de 2015

Figura 2 - Evolução do salário mínimo corrigido apenas pelo INPC *versus* salário mínimo real (Brasil, 2005-2015)



Fonte: A autora, a partir dos dados da PNAD/IBGE e DIEESE, abril/2019

Figura 3 - Aumento percentual do salário mínimo real (Brasil, 2005-2015)



Fonte: A autora, a partir de DIEESE, abril/2019

isolada a trajetória do crescimento real do salário mínimo no período, ou seja o aumento que efetivamente ocorreu, subtraindo o valor do INPC acumulado ao ano.

Assim como é observado na Tabela 2, em 2005 o salário mínimo era de R\$300,00, no ano seguinte este valor foi para R\$350,00, apresentando um aumento nominal de 15,4%. No entanto, o INPC (acumulado ao ano) deste ano foi de 6,12%, logo, o aumento real é de 8,7%. Em todos os dez anos observados o aumento nominal foi bem acima no INPC, com exceção do ano de 2011, no qual o aumento real foi pouco expressivo, de apenas 0,4%. Estes aumentos reais são capazes de repor as perdas causadas pela inflação, o que proporciona aumento do poder de compra da população. Segundo Kerstenetzky (2017), políticas que impactam positivamente a distribuição de renda e contribuem para aumento da renda disponível nos estratos inferiores, podem estimular o consumo doméstico e, conseqüentemente podem gerar crescimento do produto via expansão da demanda.

Tabela 2 - Salário mínimo, reajuste nominal e INPC (Brasil, 2005-2015)

| Ano | Salário Mínimo | Reajuste Nominal | INPC* |
|------|----------------|------------------|-------|
| 2005 | R\$ 300,00 | 15,4% | 6,13% |
| 2006 | R\$ 350,00 | 16,7% | 5,05% |
| 2007 | R\$ 380,00 | 8,6% | 2,81% |
| 2008 | R\$ 415,00 | 9,2% | 6,16% |
| 2009 | R\$ 465,00 | 12,1% | 6,48% |
| 2010 | R\$ 510,00 | 9,7% | 4,11% |
| 2011 | R\$ 545,00 | 6,9% | 6,47% |
| 2012 | R\$ 622,00 | 14,1% | 6,08% |
| 2013 | R\$ 678,00 | 9,0% | 6,20% |
| 2014 | R\$ 724,00 | 6,8% | 5,56% |
| 2015 | R\$ 788,00 | 8,8% | 6,23% |

Legenda: *Acumulado ao ano, disponibilizado pelo IBGE

Fonte: A autora, a partir de DIEESE, abril/2019

1.3 Referencial empírico: redução da desigualdade de renda e valorização do salário mínimo no Brasil

Uma série de trabalhos abrangendo as três últimas décadas abordam a correlação negativa entre valorização do salário mínimo e desigualdade de renda. Grande parte das pesquisas utiliza os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e apenas duas usam a Pesquisa Nacional de Emprego (PME), ambas fornecidas pelo IBGE.

Neri, Gonzaga e Camargo (1999) ao utilizar os dados da PNAD de 1996 para avaliar como a política de salário mínimo nacional é capaz de afetar de formas distintas a determinação dos salários no mercado de trabalho nas diferentes regiões do país, a partir do mapeamento de pontos de pressão/soluções de canto produzidas pela política de salário mínimo brasileira. Para identificar os principais determinantes do mínimo é realizada uma estimação *cross section* por região e são quantificadas as diferenças de custo de vida nos estados, visando uma proposta de regionalização do salário mínimo. O SM tem o efeito de concentrar a distribuição de salários, onde trabalhadores que receberiam valores inferiores, passariam a receber exatamente o valor do mínimo. Tal efeito é mais significativo sobre o percentual de trabalhadores sem carteira.

Fajnzylber (2001) segue a estimativa de Neumark, Schweitzer e Wascher (2004) para calcular os efeitos do salário mínimo ao longo de todos os pontos da distribuição de salários. O autor, considerando a importância do setor informal no mercado de trabalho brasileiro, realiza estimativas para trabalhadores no setor formal, informal e para os autônomos. É utilizada a base de dados longitudinais da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) para trabalhadores de 15 a 65 anos, entre eles 62% assalariados formais, 20% informais e 18% autônomos, ao longo do período 1982 a 1997. Os resultados apontados pelo

autor mostram que variações no salário mínimo têm impacto positivo significativo sobre toda a distribuição salarial, porém na cauda inferior da distribuição o impacto é mais significativo e diminui conforme se avança em direção à cauda superior da distribuição. As variações no salário mínimo impactam mais aqueles que recebem em torno do mínimo.

Suliano e Siqueira (2012) ao realizarem uma revisão da literatura empírica de trabalhos nacionais, apontam para um consenso de que aumentos no salário mínimo impactam positivamente a queda da desigualdade na distribuição dos salários para aqueles que estão ocupados. Menezes-Filho e Rodrigues (2009) mostram que esse resultado é compatível para o mercado de trabalho como um todo, tanto no setor formal quanto informal.

Firpo e Reis (2007), a partir dos microdados da PNAD para 2001 e 2005, estimam os efeitos do salário mínimo sobre a distribuição dos rendimentos com as seguintes medidas de desigualdade: o coeficiente de Gini e os índices de Theil e de Theil-L, onde é feita a comparação entre a desigualdade observada e a desigualdade contrafactual sem o salário mínimo. Os resultados indicam queda da desigualdade para as três medidas, confirmando as evidências apresentadas na literatura (o salário mínimo e a desigualdade são negativamente correlacionados). A contribuição do valor do salário mínimo para a redução da desigualdade de salários foi de 60,1% ao usar o índice de Theil L, 29,9% para o índice de Theil T e 36,1% quando é usado o índice de Gini.

Saboia (2007) considera os impactos da política de valorização do salário mínimo não apenas sobre os rendimentos do trabalho, mas também sobre as rendas de aposentadorias, de pensões e de alguns programas sociais, exemplo do Benefício de Prestação Continuada (BPC). Segundo Barros et al. (2010), isto ocorre devido ao fato do mínimo ser usado como piso para o sistema público de previdência, além de determinar o valor de benefícios como o BPC. Logo, a análise dos efeitos globais do salário mínimo sobre a desigualdade de renda deve ir além dos impactos sobre o mercado de trabalho e se estender sobre as transferências de renda governamentais. Sendo assim, o salário mínimo representa um papel importantíssimo na repercussão sobre a distribuição de renda e pobreza no País.

Nessa perspectiva, Saboia (2007) avalia os impactos diretos do salário mínimo sobre as distribuições de pensões e aposentadorias, da renda familiar *per capita* e de rendimentos do trabalho. O autor inicialmente comparou a evolução do mínimo com os valores do índice de Gini entre 1995 e 2005, confirmando o efeito esperado de redução na desigualdade da distribuição de renda. Em seguida, o autor utiliza dados da PNAD de 2005 para fazer dois tipos de simulações: uma sobre os rendimentos do trabalho e outra sobre rendimentos de pensões e aposentadorias. É realizada uma comparação entre a distribuição de renda original com a obtida a partir do aumento do valor do salário mínimo. Os efeitos de ambas simulações evidenciam uma redução no índice de Gini, onde um aumento de 50% no salário mínimo reduz o Gini em menos de 4%. Os resultados indicam que a elevação do valor do mínimo tem impacto positivo sobre a desigualdade de

renda.

Menezes-Filho e Rodrigues (2009) estimam a relação entre salário mínimo e desigualdade de distribuição de salários a partir dos microdados da PNAD. Foram os primeiros autores no Brasil a utilizar a abordagem semiparamétrica DiNardo, Fortin e Lemieux (1995) para analisar o efeito do salário mínimo na distribuição salarial entre 1981 e 1999. Além do SM, os autores também verificam o impacto da distribuição do nível educacional, do grau de sindicalização e outras características individuais sobre a distribuição salarial. No método de decomposição utilizado, a ordem das variáveis explicativas interfere nos resultados e, independentemente da posição do salário mínimo na decomposição, este apresenta um peso bastante elevado nas medidas de desigualdade. Na ordem direta da decomposição, o SM explicaria 73% da variação do Gini entre homens e 123% entre mulheres; na ordem inversa, o SM explicaria 17% da variação do Gini para os trabalhadores e 40% para as trabalhadoras. Os valores de Theil também apresentam resultados similares ao Gini. A redução do mínimo está associada ao aumento da desigualdade salarial, sendo este efeito maior para os trabalhadores do setor formal.

Soares (2010) também utiliza os dados da PNAD de 1995 a 2009 para realizar uma decomposição fatorial da renda domiciliar *per capita* do índice de Gini das seguintes rendas: do trabalho (subdividida em renda indexada ao salário mínimo e outras rendas do trabalho), da previdência, dos programas de transferência de renda e outras. A partir desta decomposição o autor identificou a renda do trabalho como o fator que mais contribuiu para a redução da desigualdade no período: dois terços da queda no coeficiente vêm do mercado de trabalho, dentro desta fração um quarto advém do salário mínimo.

Neder e Ribeiro (2010) analisam o impacto da valorização do salário mínimo na redução de desigualdade do país. Os autores fazem uma análise da contribuição do salário mínimo para o processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho entre 2002 e 2007 para os trabalhadores do gênero feminino e masculino. A análise é realizada para o Brasil em geral e para as regiões Nordeste e Sul separadamente, com o intuito de comparar os efeitos do mínimo entre regiões com rendas diferentes. A base de dados utilizada foi construída a partir dos microdados da PNAD. A metodologia utilizada é aquela desenvolvida por Fortin, Lemieux e Firpo (2011), na qual realiza-se a decomposição dos índices de Gini e Theil, considerando como variáveis causais o salário mínimo, o grau de formalidade e os atributos pessoais. Em todas as decomposições o resultado encontrado é que o salário mínimo desconcentrou os rendimentos do trabalho, independentemente do gênero, tanto para os trabalhadores brasileiros como nordestinos. As simulações realizadas evidenciam, segundo os autores, a importância do salário mínimo para a desconcentração dos rendimentos salariais brasileiro no período de 2002 a 2007.

Komatsu (2013) também utiliza a decomposição de DFL (1996) e corrobora os resultados encontrados por Menezes-Filho e Rodrigues (2009), porém os dados utilizados são da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e o período analisado é 2004-2011. Indepen-

dentemente da ordem da decomposição em que esteja a variável salário mínimo, a mesma sempre tem um efeito desconcentrador, que é medido pelos índices de Gini e Theil. Mesmo quando o salário mínimo é posto em último na decomposição, o efeito desconcentrador continua, porém, seu peso é reduzido. A variação real do salário mínimo contribuiu para a redução da dispersão salarial, com maior efeito significativo na cauda inferior da distribuição, independentemente se a decomposição é feita na ordem direta ou inversa.

Brito, Foguel e Kerstenetzky (2015) estimaram o efeito global da política de valorização do salário mínimo na queda da desigualdade de renda domiciliar per capita pelos microdados da PNAD, no período de 1995 a 2013. Este efeito global incorpora, além do mercado de trabalho, os demais canais, como o da previdência e assistência. A metodologia utilizada foi uma adaptação de Barros et al. (2006) proposta por Azevedo, Nguyen e Sanfelice (2019), segundo a qual para quantificar e identificar a contribuição de fatores para as mudanças na distribuição de rendimento devem ser realizadas simulações contrafactuais. Nesta metodologia, a ordem das simulações afeta o resultado, então os autores para remediar este problema utilizam a decomposição de Shapley (1956), que permite calcular uma média dos resultados encontrados em todas as simulações para cada componente. Segundo as estimativas, aproximadamente 72% da redução da desigualdade na distribuição de renda são explicados pela política de valorização do salário mínimo, sendo o canal mais impactante o da previdência, seguido pelo mercado de trabalho.

Em análise convergente, Brito (2015) busca captar o papel do salário mínimo na redução da desigualdade, pela distribuição de rendimentos do trabalho e de rendimentos domiciliares *per capita* no período de 1995 a 2011, a partir dos dados da PNAD. A autora amplia a análise do impacto da valorização do piso salarial para além do mercado de trabalho e leva em conta a previdência e programas sociais, como o BPC. Ao analisar a desigualdade de renda domiciliar per capita, medida pelo índice de Gini, a partir da metodologia de Barros et al. (2006), o salário mínimo tem um efeito global em média de 72,4% na redução da desigualdade. A previdência é destaque com efeito médio de 37,7%, em seguida vem o mercado de trabalho com 26,3% e, por fim, o BPC (8,9%). Além disso, a autora utiliza a metodologia proposta por FFL (2009) para estimar os efeitos do salário mínimo na decomposição da desigualdade de rendimento do trabalho (a ordem de inserção da variável explicativa não tem efeito no resultado). A conclusão dos exercícios realizados é que ao analisar o efeito da política de valorização salarial na faixa de 0,5 SM a 1,5 SM, há um impacto desconcentrador de 46,6%. Por fim, a autora ainda faz uma comparação entre o programa Bolsa Família (PBF) e a valorização do SM. Constata que apesar do PBF ter um poder distributivo indiscutível, sua contribuição média para a redução da desigualdade foi de 9,6%, ao passo que o salário mínimo apresenta 32,3% de contribuição.

A partir da observação destes estudos empíricos (ver Tabela 3), considera-se que há um consenso na literatura nacional relacionado ao papel importante que o salário mínimo tem na contribuição para a redução da desigualdade de distribuição de renda no período

pós-2000. A Dissertação pretende contribuir para a literatura ao analisar os efeitos da política de valorização do salário mínimo real para período de 2005 a 2015, a partir dos microdados da PNAD, para todo o Brasil e para as diferentes regiões geográficas do país. Assim será possível estimar o impacto da valorização do salário mínimo na redução da desigualdade nas cinco regiões brasileiras. Dadas as especificidades regionais é de se esperar que os resultados sejam diferentes. A tabela abaixo sintetiza a literatura nacional, e suas contribuições:

Quadro 1 - Literatura empírica (continua)

| Autores | Período | Base | Metodologia | Contribuição |
|----------------------------------|-----------|------|---|--|
| Neri, Gonzaga e Camargo (1999) | 1996 | PNAD | Mapear pontos de pressão/soluções de canto causadas pela política de salário mínimo no Brasil. | Mínimo tem efeito concentrador da distribuição dos salários, sendo mais significativo sobre os trabalhadores sem carteira de trabalho. |
| Fajnzylber (2001) | 1982-1997 | PME | Estimativa dos efeitos do salário mínimo ao longo de toda a distribuição salarial (Newmak <i>et al.</i> (2000)). | O mínimo tem impacto positivo sobre toda a distribuição, sendo mais significativa sobre as faixas mais baixas de salários e próximas do mínimo. |
| Foguel e Ulyssea (2006) | | | Breve revisão de literaturas empíricas relacionadas aos impactos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro. | Mostra como as metodologias têm dificuldade em isolar os efeitos fixos do salário mínimo, porém há um consenso de que o aumento do mínimo, impacta positivamente a redução da desigualdade de renda. |
| Firpo e Reis (2007) | 2001-2005 | PNAD | Comparação entre valores dos índices observados e de valores contrafactuais, supondo ausência de salário mínimo. | 36,1% de queda para o índice Gini, 29,9% para o Theil T e 60,1% para o Theil L. |
| Saboia (2007) | 1995-2005 | PNAD | Simulações de aumento do salário mínimo e comparação com a distribuição de renda original. | Um aumento de 50% no salário mínimo reduz o Gini em menos de 4%. |
| Menezes-Filho e Rodrigues (2009) | 1981-1999 | PNAD | Abordagem semi-paramétrica de DiNardo, Fontin e Lemieux (1996). | Redução do salário mínimo está associada ao aumento da desigualdade salarial, sendo este efeito maior para os trabalhadores do setor formal. |
| Soares (2010) | 1995-2009 | PNAD | Decomposição do índice de Gini por fonte de renda (do trabalho, da previdência e dos programas de transferências de renda). | 2/3 da queda do coeficiente advém do mercado de trabalho, dentro desta fração 1/4 vem do salário mínimo. |

Quadro 1 - Literatura empírica (conclusão)

| Autores | Período | Base | Metodologia | Contribuição |
|-----------------------------------|-----------|------|---|--|
| Neder e Ribeiro (2010) | 2002-2007 | PNAD | Abordagem semi-paramétrica de DiNardo, Fontin e Lemieux (1996). | Evidência da importância do salário mínimo para a desconcentração dos rendimentos salariais brasileiro no período de 2002 a 2007. |
| Komatsu (2013) | 2004-2011 | PME | Abordagem semi-paramétrica de DiNardo, Fontin e Lemieux (1996). | A variação real do salário mínimo contribui para a redução da dispersão salarial, independente se a decomposição é feita na ordem direta ou inversa. |
| Brito, Foguel e Kerstetzky (2005) | 1995-2013 | PNAD | Simulações contrafactuais (Barros et al. (2006b) proposta por Azevedo <i>et al.</i> (2012)). | A política de valorização do mínimo foi responsável por redução de 72% da desigualdade na distribuição de renda por domicílio, tendo o maior efeito via renda previdenciária. |
| Brito (2015) | 1995-2011 | PNAD | Pela metodologia de Barros et al. (2006b) mensura a desigualdade de rdpc, pelo índice de Gini. Também pela metodologia proposta por FFL (2009) para estimar os efeitos do SM na decomposição da desigualdade de rendimento do trabalho. | O salário mínimo tem um efeito global em média de 72,4% na redução da desigualdade, onde a previdência explica 37,7%, em seguida vem o mercado de trabalho. Ao analisar o efeito da política de valorização salarial na faixa de 0,5 SM a 1,5 SM, o resultado é um impacto desconcentrador de 46,6%. com 26,3% e o BPC à 8,9%. |

Fonte: A autora (2019)

2 METODOLOGIA

O objetivo deste capítulo é descrever medidas de desigualdade que possam identificar o quanto a política de valorização salarial foi capaz de interferir na redução da desigualdade de renda e explorar as diferentes magnitudes desta política em uma perspectiva espacial.

A metodologia aplicada está dividida em duas etapas. Na primeira etapa, baseada no artigo de Hoffmann (2006), é realizada a decomposição dos Índices de Gini por diferentes fontes de renda. Também são apresentados conceitos relacionados à Curva de Lorenz e à Densidade de Kernel, de acordo com os autores Jann (2007) e Van Kerm (2003). Por fim, na segunda e última etapa, para investigar os efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho, utiliza-se, conforme recomendado por Brito (2015), o método de Decomposição ao Oaxaca (1973) Blinder (1973), viabilizado pela metodologia proposta por Firpo e Reis (2007), para estimar as diferenças médias no logaritmo dos salários entre grupos, dividindo o diferencial salarial em duas partes, a parte explicada (efeito composição) e uma parte residual (efeito estrutura), na qual a variável de análise é o logaritmo do rendimento do trabalho principal do indivíduo.

2.1 Base de dados

A base de dados é elaborada a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), divulgada anualmente com exceção dos anos Censitários. A escolha pela base da PNAD é por esta se tratar de uma pesquisa de maior abrangência geográfica e investigar de forma permanente características gerais da população, relacionadas à educação, rendimento e habitação.

Os anos selecionados são 2005, 2008, 2011 e 2015. O período inicial de análise é 2005, pois a PNAD só se tornou representativa para todo território nacional a partir de 2004, quando passou a englobar as áreas rurais de todos os estados da região Norte. Os subperíodos de 2005 a 2008 e 2008 a 2011 correspondem ao primeiro e segundo mandato do presidente Luiz Inácio Lula da Silva.; o subperíodo de 2011 a 2015 é referente ao mandato da presidente Dilma Vana Rousseff.

Para fins de comparação, todas as fontes de renda e valores do salário mínimo nominal foram deflacionadas em reais de 2015 usando o deflator para pesquisas domiciliares do IBGE proposto por Corseuil e Foguel (2002), que consiste na média geométrica do INPC de dois meses consecutivos, considerando setembro o mês de referência da PNAD. Como a PNAD mede características retiradas de uma amostra, é necessário ponderar as

observações de cada indivíduo ou domicílio pela variável “peso” (incluída no dicionário do IBGE) ou fator de expansão de cada observação para aproximar os resultados da realidade.

Para a construção da amostra foram considerados somente pessoas com mais de 10 anos e domicílios com renda domiciliar *per capita* maior que zero. Foram excluídos indivíduos que não declararam raça e anos de escolaridade. O cálculo da renda domiciliar *per capita* é a divisão do rendimento mensal domiciliar pelo número de membros da unidade domiciliar, exceto aqueles cuja condição no domicílio é pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico. O rendimento mensal domiciliar é a soma da renda proveniente de todos os trabalhos e do rendimento de outras fontes (renda monetária ou não monetária das pessoas de 10 anos ou mais de idade).

A amostra utilizada para a análise de Decomposição será composta pelos maiores de 10 anos, que trabalham 40 horas ou mais semanalmente. Os trabalhadores parciais não serão adotados na amostra para evitar viés nas estimativas (o salário mínimo pode ser pago a um trabalhador com jornada de 20 horas semanais). Os trabalhadores na produção para próprio consumo e na construção para próprio uso são excluídos da análise, pois a política salarial não terá efeito sobre esse grupo, dado que estes não recebem remuneração pelo trabalho (BRITO, 2015).

2.2 Curva de Lorenz

A Curva de Lorenz é uma ferramenta gráfica usada para comparar e visualizar a desigualdade de renda num sistema cartesiano, no qual o eixo das ordenadas representa a proporção acumulada da renda (ϕ) e o eixo das abscissas os valores da proporção acumulada da população (P), estando os indivíduos ordenados pelos valores crescentes da renda. Na Figura 4, a Curva de Lorenz em azul representa a distribuição acumulada da população e a parcela da renda detida por essas mesmas pessoas; a curva de perfeita igualdade em vermelho, representa a situação onde todas as pessoas possuem renda exatamente igual à média, ou seja, a proporção acumulada da renda é igual a proporção acumulada da população. Na prática, significa que, caso existisse uma distribuição de renda igualitária na sociedade, a Curva de Lorenz coincidiria com a linha de perfeita igualdade, na qual os 20% mais ricos receberiam 20% da renda, metade da população, metade da renda, e assim por diante. Portanto, quanto mais desigual for a sociedade maior será a distância entre a Curva de Lorenz e a linha de perfeita igualdade.

Sendo n o tamanho da população e x uma variável discreta que representa o rendimento *per capita* da i -ésima pessoa com $i = 1, \dots, n$, cujos valores estão ordenados de maneira que $x_1 \geq x_2 \geq \dots x_n$, e que μ é a renda média.

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

A proporção acumulada da população até a i -ésima pessoa e proporção acumulada da renda, respectivamente, são:

$$p_i = \frac{i}{n} \quad (2)$$

$$\phi = \frac{i}{n\mu} \sum_{j=1}^i x_j \quad (3)$$

$$(4)$$

Ao considerar renda domiciliar *per capita* uma variável contínua e não negativa, a Curva de Lorenz (L(P)) é definida como o (HOFFMANN, 1998):

$$L(p) = \phi(x) = \frac{1}{\mu} \sum_0^x z dF(z) \quad (5)$$

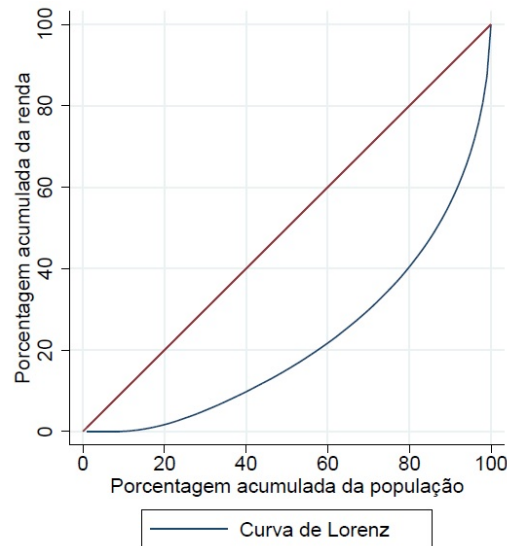
em que $\int_0^x z dF(z)$ é a soma da renda da população e a média da renda de todos os indivíduos. A área entre a curva de Lorenz e a reta de perfeita igualdade está relacionada aos três índices de desigualdades que serão abordados a seguir.

2.3 Decomposição de índices de desigualdade

O processo de decomposição por fontes de renda é perfeitamente análogo aos três índices: Gini, Piesch e Mehran. Por esse motivo, neste tópico será exposta apenas a demonstração de decomposição do Índice de Gini. Após esta demonstração, será realizada a decomposição da mudança no Índice de Gini por dois efeitos, efeito-composição e efeito-concentração.

O Índice de Gini é uma ferramenta capaz de estimar o grau de desigualdade de uma sociedade podendo variar de 1 a 0, onde 0 (zero) representa a situação de perfeita igualdade, em que todos possuem a mesma renda, e 1 (um) situação de extrema desigualdade,

Figura 4 - Exemplo de curva de Lorenz



Fonte: A autora, a partir de dados da
PNAD/IBGE, abril/2019

em que uma pessoa possui toda riqueza. Este índice detém o benefício de ser facilmente decomposto conforme fontes de renda, podendo ser visto como uma soma ponderada dos coeficientes de concentração de cada parcela da renda. Nesta primeira parte, o Índice de Gini será decomposto por fontes de renda, com a finalidade de medir qual parcela da renda possui maior impacto na sua redução, e, posteriormente, será realizada a decomposição do índice em dois efeitos, efeito-concentração e efeito-renda. Tal metodologia é usada por Hoffmann (1998) e Soares (2006).

Sendo β , na Figura 1 a área entre a Curva de Lorenz e o eixo das abscissas, sabe-se que o Índice de Gini é:

$$G = 1 - 2\beta_h \quad (6)$$

Logo $0 \leq G < 1$

Mantida a ordenação das rendas x_j , a curva da concentração da parcela x_{hi} mostra como a proporção acumulada dos x_{hi} varia em função da proporção acumulada da população. Sendo β_h a área entre essa curva e o eixo das abscissas, a razão de concentração de Gini da parcela x_{hi} é

$$C_h = 1 - 2\beta_h \quad (7)$$

Verifica-se que $-1 < C_h < 1$.

Assumindo que μ seja a média de x_i e μ_h a média da h -ésima parcela de x_i , logo a participação da μ_h na renda total é:

$$\varphi_h = \frac{\mu_h}{\mu} \quad (8)$$

Se φ_h é a participação da h -ésima parcela na renda total, pode-se demonstrar que:

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (9)$$

Sendo assim é possível dividir o Índice de Gini em k componentes, correspondentes às k parcelas do rendimento domiciliar *per capita*.

Caso a decomposição do índice seja feita em dois períodos diferentes (1 e 2) tem-se:

$$G_1 = \sum_{h=1}^k \varphi_{1h} C_{1h} \quad (10)$$

$$G_2 = \sum_{h=1}^k \varphi_{2h} C_{2h} \quad (11)$$

Então a variação no Índice de Gini entre esses dois anos é:

$$\Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} C_{2h} - \varphi_{1h} C_{1h}) \quad (12)$$

Somando e subtraindo $\varphi_{1h} C_{2h}$ e fatorando, obtém-se:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{2h} \Delta \varphi_{1h} + \varphi_{1h} \Delta C_h) \quad (13)$$

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

Alternativamente, somando e subtraindo $\varphi_{2h} C_{1h}$ dentro da expressão entre parênteses, e fatorando, obtém-se:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_{1h} \Delta \varphi_h + \varphi_{2h} \Delta C_h) \quad (14)$$

As expressões acima são duas maneiras possíveis de decompor ΔG . Para que não seja escolhida arbitrariamente entre uma das duas, utiliza-se a média aritmética entre elas:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k (C_h^* \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h) \quad (15)$$

Com $C_h^* = \frac{1}{2}(C_{1h} + C_{2h})$ e $\varphi_h^* = \frac{1}{2}(\varphi_{1h} + \varphi_{2h})$.

A média dos índices de Gini nos dois anos é:

$$G^* = \frac{1}{2}(G_1 + G_2) \quad (16)$$

Verifica-se que:

$$\sum_{h=1}^k G^* \Delta \varphi_h = G^* \sum_{h=1}^k (\varphi_{2h} - \varphi_{1h}) = 0 \quad (17)$$

Após manipulações algébricas obtém-se:

$$\Delta G = \sum_{h=1}^k [(C_h^* - G^*) \Delta \varphi_h + \varphi_h^* \Delta C_h] \quad (18)$$

Matematicamente, tanto (15) como (17) são válidas. Mas quando se analisa o significado econômico dos seus termos, verifica-se que (17) é a expressão correta, como assinala Soares (2006). Na expressão (15), o aumento na participação do rendimento ($\varphi_h > 0$) só contribui para reduzir o Índice de Gini se a respectiva razão de concentração (C_h^*) for negativa. Na expressão (17), o aumento na participação de uma parcela de rendimento ($\varphi_h > 0$) contribui para reduzir o Índice de Gini se a respectiva razão de concentração for menos do que o Índice de Gini ($C_h^* < G$). De acordo com a expressão (17), o aumento da participação de uma parcela ($\varphi_h > 0$) contribui para aumentar ou diminuir o Índice de Gini, conforme a razão de concentração dessa parcela seja maior ou menor do que o Índice de Gini, respectivamente.

Assumindo a equação (17) como decomposição da mudança no Índice de Gini, a

contribuição da h -ésima parcela do rendimento para essa mudança é:

$$(\Delta G)_h = (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h \quad (19)$$

De forma análoga, a contribuição percentual é:

$$S_h = \frac{100}{\Delta G} [(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h] \quad (20)$$

Nas expressões acima é possível diferenciar dois efeitos, o efeito-composição que está associado à mudança na composição do rendimento, e o efeito-concentração, associado à mudança nas razões de concentração Soares (2006). O efeito-composição da h -ésima parcela é:

$$(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (21)$$

Ou, como percentagem da mudança no Índice de Gini:

$$S_{\varphi h} = \frac{100}{\Delta G} (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (22)$$

O efeito-composição total é:

$$\sum_{h=1}^k (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h \quad (23)$$

O efeito-concentração da h -ésima parcela é:

$$\varphi_h^*\Delta C_h \quad (24)$$

Ou, como porcentagem da mudança no Índice de Gini:

$$S_{\varphi h} = \frac{100}{\Delta G} \varphi_h^*\Delta C_h \quad (25)$$

O efeito-concentração total é:

Quadro 2 - Índices de desigualdade

| Índice | Fórmula | Descrição |
|--------|--|---|
| Gini | $\frac{2}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (p_i - \phi_i)$ | Está associado à área entre a curva de Lorenz e a linha de perfeita igualdade. |
| Mehran | $\frac{6}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (1 - p_i)(p_i - \phi_i)$ | Por ser ponderado por $1-p_i$, é relativamente mais sensível a modificações nas rendas mais baixas (cauda esquerda da distribuição). |
| Piesch | $\frac{3}{n} \sum_{i=1}^{n-1} p_i(p_i - \phi_i)$ | Por ser ponderado por p_i e é relativamente mais sensível nas rendas mais altas (cauda direita da distribuição). |

Fonte: A autora (2019)

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

A decomposição do Índice de Gini apresentada anteriormente é análoga ao processo de decomposição dos índices de Mehran e Piesch. De acordo com Hoffmann (1998), os índices de Gini, Mehran e Piesch satisfazem a condição Pigou-Dalton, segundo a qual as medidas de concentração e desigualdade devem aumentar sempre que houver uma transferência regressiva de renda, a qual consiste em subtrair um montante de renda de uma pessoa e acrescentá-lo a outra que tenha renda igual ou menor que a primeira. Ou seja, a transferência de um montante θ de X_i para X_j , onde $X_j \geq X_i$, aumentaria a desigualdade elevando os índices de desigualdade.

2.4 Densidade de Kernel

Para efeito de comparação, serão estimadas Funções de Densidade de Kernel para a renda domiciliar *per capita* dos quatro anos (2005, 2008, 2011 e 2015) analisados para as cinco regiões brasileiras. A Função de Densidade de Kernel é um método não paramétrico para estimar a função de densidade de probabilidade de uma variável aleatória, neste caso o logaritmo da renda domiciliar per capita. Baseado em Jann (2007) e Van Kerm (2003), a curva de densidade Kernel adaptada para incluir os pesos amostrais para cada

observação, é expressa da seguinte forma:

$$f(x) = \frac{1}{w} \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{h_i} K\left(\frac{x - x_i}{h_i}\right) \quad (27)$$

onde:

$$W = \sum_{i=1}^n w_i;$$

x_i são os valores dos logaritmos da renda;

w_i são os pesos;

$K(\cdot)$ é uma função Kernel; e

$h_i = h x a_i$ e a_i o fator de proporcionalidade local.

A função Kernel utilizada será a Gaussiana.

2.5 Decomposição Oaxaca-Blinder

A segunda parte do exercício empírico da Dissertação usa como referência a metodologia desenvolvida por Brito (2015). A autora aplica a decomposição Oaxaca-Blinder (OAXACA, 1973) (BLINDER, 1973), frequentemente utilizada para calcular diferenças salariais a partir da decomposição da disparidade de rendimentos entre dois grupos definidos de acordo com características individuais, como, por exemplo, homem ou mulher, brancos ou pretos e pardos. Segundo Jann (2007), o método de decomposição padrão mensura a diferença média no logaritmo dos salários entre grupos, dividindo esta diferença salarial em dois efeitos. O primeiro é o efeito-composição, que é a parte explicada pelas diferenças em características de produtividade, como educação e experiência. O segundo é o efeito-estrutura (residual) não explicado por variáveis que usualmente determinam os salários no mercado de trabalho, relacionadas à discriminação no mercado e/ou diferenças em variáveis observadas, como por exemplo, habilidade.

No caso clássico analisa-se a diferença de rendimentos entre homens e mulheres, sendo parte das características observável e parte não observável conforme exposto na equação abaixo, na qual W representa o logaritmo do salário, i o indivíduo e s o sexo do mesmo. As características observáveis estão no vetor X_{is} , enquanto as não observáveis estão em ε_{is} . Finalmente, β_s é um vetor de parâmetros.

$$W_{is} = X_{is}\beta_s + \varepsilon_{is} \quad (28)$$

A equação abaixo representa a diferença média de rendimentos entre mulheres e homens:

$$\overline{W}_H - \overline{W}_M = (\overline{X}_H - \overline{X}_M)\overline{\hat{\beta}} + (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M)\overline{X}_M \quad (29)$$

Neste estudo será feita a decomposição de Oaxaca-Blinder padrão, na qual serão decompostas as diferenças médias do logaritmo do rendimento do trabalho principal em uma parte pela decomposição dos grupos. As variáveis usadas para explicar a contribuição da política salarial na redução da desigualdade serão pares de coeficientes de anos dos subperíodos analisados. A escolha da variável dependente é pelo fato da maior origem de renda ser oriunda do trabalho principal, ou seja, será identificado a contribuição do salário mínimo, que é uma das variáveis independentes (captados pela faixa de 0,9 à 1,1 salários mínimos), na queda da desigualdade de salários no Brasil. A equação utilizada será:

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \beta_0 + B_1 SM_i + B_2 idade + B_3 idade^2 + B_4 branco + B_5 homem + B_6 região \\ & + B_7 anosest + B_8 chefe fam + B_9 setor + B_{10} formal + \varepsilon_i \quad \text{by(anos)} \end{aligned} \quad (30)$$

A constante do modelo é B_0 , B_1 é a constante associada a matriz SM , as constantes entre B_2 e B_{10} são associadas às variáveis independentes e i é termo do erro estocástico. É possível simplificar a equação da seguinte forma:

$$\ln Y_i = B_0 + B_1 SM_i + B_2 X_i + B_3 W_i + \varepsilon_i \quad (31)$$

Na qual a matriz X engloba as características individuais (idade, idade ao quadrado, cor, sexo, região de moradia, educação, condição na família) e a matriz W , as características da inserção no mercado de trabalho (setor de atividade, formalidade do trabalho), B_1 , B_2 e B_3 são as constantes do modelo associadas às respectivas matrizes; SM , X e W . A variável dependente $\ln Y_i$ é o logaritmo neperiano do rendimento do trabalho principal do indivíduo i e ε_i é termo do erro estocástico.

Segundo Brito (2015), com a finalidade de evitar o problema de escolha no grupo de referência na decomposição de Oaxaca, é optado pelo efeito *pooled*, o qual usa os coeficientes do modelo com os dois grupos, neste caso os dois anos referentes aos subperíodos (2005-2008, 2008-2011, 2011-2015 e, por fim, 2005-2015), ao invés de usar os coeficientes de um dos grupos.

Quadro 3 - Lista de variáveis

| Variáveis | PNAD | Descrição |
|---------------------------------|-----------------------------|--|
| Dependente | | |
| $\ln Y_i$ | V4718 | Logaritmo neperiano do rendimento do trabalho principal do indivíduo <i>i</i> . |
| Independentes | | |
| <i>SM</i> | V4719 | A matriz incorpora as seguintes dummies de salário mínimo: menos de 0,5 SM, de 0,5 a 0,9 SM, de 0,9 a 1,5 SM, de 1,5 a 2 SM e mais de 2 SM. Foi utilizada a variável "rendimento de todos os trabalhos", dividido pelas faixas de salário mínimo. |
| <i>idade idade</i> ² | V8005 | Visa captar o efeito experiencia |
| <i>anos_est</i> | V4803 V4703 ^a | Para captar um efeito não homogêneo de cada ano adicional de escolaridade (efeito não linear), foi criada a partir de faixas de anos de estudo: menos de 3 anos, de 4 a 7 anos, de 8 a 10, de 11 a 14 e 15 e mais. |
| <i>setor</i> | V4809 | Para a construção da variável setor, foram criadas dummies do "grupamento de atividade no trabalho principal. Os setores resultantes foram: Agricultura, Outras atividades industriais, Indústria de transformação, Construção, Comércio e reparação, Alojamento e alimentação, Transporte, armazenagem e comunicação, Administração pública, Educação, saúde e serviços sociais, Serviços domésticos, Outros serviços coletivos, sociais e pessoais e Outros. |
| <i>formal</i> | V4706 e V4711 | Foram considerados para a variável formal os empregados com carteira assinada (incluindo domésticos), os trabalhadores por conta própria e empregados que contribuíram à Previdência e os funcionários públicos e militares. |
| Dummies | | |
| <i>branco</i> | V0404 | Igual a um para aqueles que se declararam brancos e zero para aqueles que se declaram pretos, pardos, amarelos ou indígenas |
| <i>mulher</i> | V0302 | Igual a um para aqueles que se declaram mulher e zero para homens |
| <i>região</i> | UF | Um valor para cada uma das cinco grandes regiões geográficas do Brasil. |
| <i>chefe_fam</i> | V0402 | Criada pela variável "condição na família": assume valor igual a um para aqueles que declararam ser a pessoa de referência e zero para os demais. |

Fonte: A autora (2019)

^a na PNAD de 2005

3 ANÁLISE DE RESULTADOS

Neste capítulo são apresentados os resultados das análises realizadas. Primeiramente, são apresetadas as estatísticas descritivas e, para efeito de comparação visual, é apresentado um diagrama com as quatro curvas de Lorenz das cinco regiões brasileiras para os anos 2005, 2008, 2011 e 2015. Depois é realizada a decomposição por fonte de renda dos índices de Gini, Piesch e Mehran e a decomposição de Gini, com a finalidade de captar qual fonte de renda tem maior impacto sobre os índices de desigualdade. Esses resultados são comparados com as curvas de densidade de Kernel da renda domiciliar *per capita* para as regiões brasileiras no mesmo período de análise. Por fim, é realizada a decomposição Oaxaca-Blinder.

O uso das ferramentas descritas neste capítulo possibilitará estimar qual o impacto da política de valorização do salário mínimo para a redução da desigualdade de renda no período de 2005 a 2015.

3.1 Estatísticas descritivas

Nesta seção da Dissertação, será retratado o comportamento das variáveis utilizadas nas decomposições no período 2005 a 2015. Na Tabela 5 é possível acompanhar ao longo do período a porcentagem da renda domiciliar *per capita* maior que zero apropriada pelas pessoas. No ano de 2015, 1,21% da renda era apropriada pelos 10% da população mais pobre e os 10% mais ricos eram possuidores de 40,43%. A proporção dos 10% mais pobres aumentou de 1,02% para 1,21%; já os 10% mais ricos de 44,95% para 40,43%. Apesar da desigualdade ter reduzido, os números são expressivos.

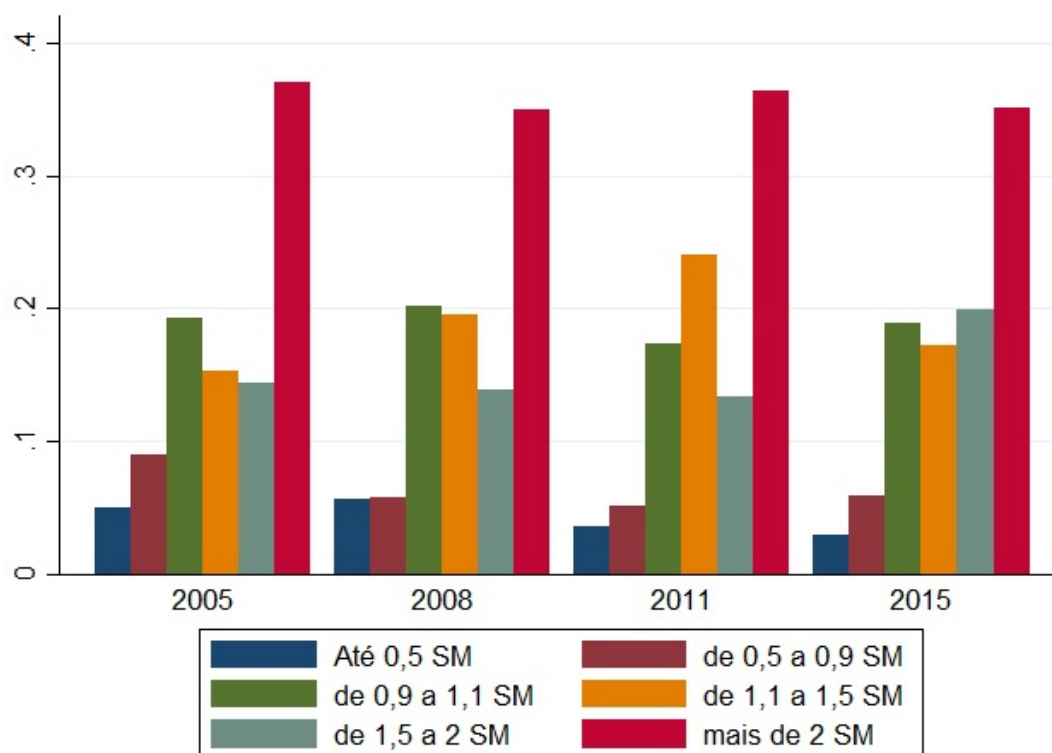
A Figura 5 ilustra a distribuição dos ocupados por faixa de Salário Mínimo. Nota-se um aumento dos trabalhadores que recebem remuneração na faixa de 1 SM. Apesar daqueles que recebiam de 0,9 a 1,5 SM terem sua participação constante, houve aumento

Tabela 3 - Porcentagem acumulada da renda domiciliar *per capita* apropriada pelas pessoas (Brasil, 2005/2015)

| | 10% mais pobres | 20% mais pobres | 40% mais pobres | 50% mais pobres | 20% mais ricos | 10% mais ricos |
|------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|----------------|
| 2005 | 1,02% | 3,01% | 9,55% | 14,60% | 55,05% | 44,95% |
| 2008 | 1,20% | 3,31% | 10,76% | 15,84% | 57,36% | 42,64% |
| 2011 | 1,16% | 3,56% | 11,13% | 16,62% | 58,70% | 41,30% |
| 2015 | 1,21% | 3,64% | 11,70% | 17,33% | 59,57% | 40,43% |

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Figura 5 - Distribuição dos ocupados por faixa de salário mínimo (Brasil, 2005/2015)



Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

da faixa de 1,1 a 1,5 SM (de 15% para 17,2%). É importante destacar que houve grande queda daqueles que recebiam menos de 1 SM: os ocupados que ganhavam até 0,5 SM foram de 4,9% em 2005 para 2,9% em 2015 e aqueles entre a faixa de 0,5 a 0,9 caíram de 8,5% para 5,64%. Observa-se que a faixa acima do mínimo (0,9 a 1,5 SM) teve aumento (de 32,8% para 34,6%), e a faixa subsequente (1,5 a 2 SM) também apresentou alta (de 15,1% para 20,5%). Porém, aqueles que recebem mais de 2 SM obtiveram redução de 2%.

Os resultados encontrados na distribuição por faixa salarial dos ocupados corroboraram a análise realizada por Brito (2015), cujo estudo evidencia que a valorização salarial foi acompanhada de perda de participação nas faixas abaixo de 1 SM aumento de peso das faixas subsequentes a 1 SM, e perda de participação total dos que recebiam mais de 2 SM.

As Tabelas 6 e 7 a seguir, (que possuem como referência, as tabelas de 13 a 20 que estão no Apêndice apresentam as estatísticas descritivas das duas bases utilizadas neste trabalho. Na primeira são excluídos indivíduos que não se declararam ocupados, que trabalham menos de 40 horas semanais, trabalhadores na produção para o próprio consumo, na construção para o próprio uso e não remunerados também são excluídos. A segunda tabela refere-se à base de renda domiciliar *per capita* maior que zero.

De acordo como os dados da Tabela 6, a base dos ocupados, no período, apresentou um aumento no percentual de mulheres (de 33,6% para 36,6%), a quantidade de brancos diminuiu, (de 52,3% para 47,6%), e a quantidade de trabalhadores no setor formal teve um aumento expressivo de 13p.p.. Com relação à região, houve pouca mudança nos percentuais ao longo dos anos analisados, a maior parte dos indivíduos se concentra na região Sudeste, totalizando em 2015 45,5% da população, o Nordeste representa 21,8%, o Sul 18,8% e, por fim, Centro-Oeste e Norte possuem uma parcela menos expressiva de aproximadamente 7,5%. No quesito educação, houve avanços ao longo do período: as faixas de menor escolaridade (menos de 3 anos e de 4 a 7 anos de estudo) diminuíram sua participação de 43,6% para 27,8%; as faixas da população com maior escolaridade (de 11 a 14 anos e mais de 15 anos de estudo) aumentam substancialmente (de 39,1% para 55,5%). Os setores que mais concentram ocupados são: comércio, construção, indústria.

A Tabela 7 apresenta os dados da base que contém indivíduos com renda domiciliar *per capita* maior que zero. A quantidade de mulheres permaneceu por volta de 51,5%, os brancos caíram de 49,6% para 44,9% e os trabalhadores formais expandiram 12,9p.p. Os níveis de escolaridade, assim como na base anterior, obtiveram uma redução nas faixas de pessoas com menor escolaridade e expansão da população com mais anos de estudo, com destaque para a faixa de 15 anos de estudo ou mais (apesar do valor continuar baixo a porcentagem quase dobrou, passando de 4,53% em 2005 para 8,48% em 2015). A dispersão regional ficou muito semelhante a base anterior: onde a maior concentração ocorre no Sudeste a menor no Centro-Oeste. Com relação aos setores, nenhuma atividade se destaca, o comércio apresenta 8,47% de concentração, seguido pelo setor agrícola (6,55%) e indústria da transformação (5,49%).

Tabela 4 - Estatísticas descritivas da população ocupada (Brasil, 2005/2015)

| Variáveis | 2005 | 2008 | 2011 | 2015 |
|---|------|------|------|------|
| <i>Dummies (%)</i> | | | | |
| Chefe de família | 56,8 | 53,3 | 51,9 | 52,2 |
| Mulher | 33,6 | 34,6 | 36,0 | 36,3 |
| Branco | 52,3 | 50,9 | 50,4 | 47,6 |
| Formal | 56,9 | 61,4 | 66,3 | 69,9 |
| Escolaridade (%) | | | | |
| Menos de 3 anos | 18,1 | 14,6 | 13,4 | 9,8 |
| de 4 a 7 anos | 25,5 | 22,4 | 19,0 | 18,0 |
| de 8 a 10 anos | 16,9 | 17,7 | 17,6 | 16,5 |
| de 11 a 14 anos | 30,4 | 34,9 | 38,0 | 40,5 |
| 15 e mais | 9,1 | 10,4 | 12,0 | 15,2 |
| Região (%) | | | | |
| Norte | 7,1 | 7,0 | 6,8 | 7,1 |
| Nordeste | 23,3 | 22,2 | 21,6 | 21,8 |
| Sudeste | 45,8 | 46,7 | 46,3 | 45,8 |
| Sul | 16,2 | 16,3 | 16,9 | 16,8 |
| Centro Oeste | 7,6 | 7,8 | 8,4 | 8,5 |
| Setor de atividade (%) | | | | |
| Agrícola | 13,6 | 11,0 | 9,7 | 8,5 |
| Outras atividades industriais | 1,0 | 1,0 | 1,0 | 0,9 |
| Indústria de transformação | 16,7 | 17,3 | 15,1 | 13,9 |
| Construção | 8,0 | 9,5 | 10,3 | 10,8 |
| Comércio e reparação | 19,7 | 19,5 | 19,9 | 20,8 |
| Alojamento e alimentação | 3,9 | 4,0 | 5,1 | 5,1 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 5,5 | 6,0 | 6,4 | 6,7 |
| Administração pública | 5,6 | 5,2 | 5,7 | 5,6 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 7,8 | 8,2 | 8,3 | 10,0 |
| Serviços domésticos | 7,0 | 6,0 | 5,8 | 4,8 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 3,2 | 3,6 | 3,3 | 3,6 |
| Outras atividades | 8,0 | 8,7 | 9,5 | 9,4 |

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Tabela 5 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar *per capita* >0 (Brasil, 2005/2015)

| Variáveis | 2005 | 2008 | 2011 | 2015 |
|---|-------|-------|-------|-------|
| <i>Dummies (%)</i> | | | | |
| Chefe de família | 31,20 | 32,10 | 33,00 | 34,80 |
| Mulher | 51,20 | 51,30 | 51,40 | 51,50 |
| Branco | 49,60 | 48,30 | 47,60 | 44,90 |
| Formal | 44,80 | 49,00 | 55,00 | 57,70 |
| Escolaridade (%) | | | | |
| Menos de 3 anos | 38,20 | 35,10 | 33,70 | 29,60 |
| de 4 a 7 anos | 26,00 | 24,10 | 22,10 | 21,70 |
| de 8 a 10 anos | 13,40 | 14,40 | 14,80 | 14,90 |
| de 11 a 14 anos | 17,80 | 20,70 | 22,80 | 25,40 |
| 15 e mais | 4,53 | 5,64 | 6,57 | 8,48 |
| Região (%) | | | | |
| Norte | 8,09 | 8,23 | 8,32 | 8,66 |
| Nordeste | 28,20 | 28,30 | 28,00 | 27,90 |
| Sudeste | 42,00 | 41,70 | 41,40 | 41,50 |
| Sul | 14,60 | 14,60 | 14,70 | 14,30 |
| Centro Oeste | 7,13 | 7,25 | 7,59 | 7,62 |
| Setor de atividade | | | | |
| Agrícola | 9,78 | 8,62 | 7,68 | 6,55 |
| Outras atividades industriais | 0,37 | 0,39 | 0,37 | 0,35 |
| Indústria de transformação | 6,75 | 7,06 | 6,12 | 5,49 |
| Construção | 3,08 | 3,67 | 4,06 | 4,21 |
| Comércio e reparação | 8,42 | 8,47 | 8,53 | 8,47 |
| Alojamento e alimentação | 1,73 | 1,89 | 2,33 | 2,30 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 2,16 | 2,43 | 2,61 | 2,61 |
| Administração pública | 2,31 | 2,38 | 2,60 | 2,46 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 4,13 | 4,49 | 4,37 | 5,06 |
| Serviços domésticos | 3,48 | 3,44 | 3,39 | 3,08 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 1,78 | 2,12 | 1,81 | 1,98 |
| Outras atividades | 3,29 | 3,80 | 4,11 | 3,99 |

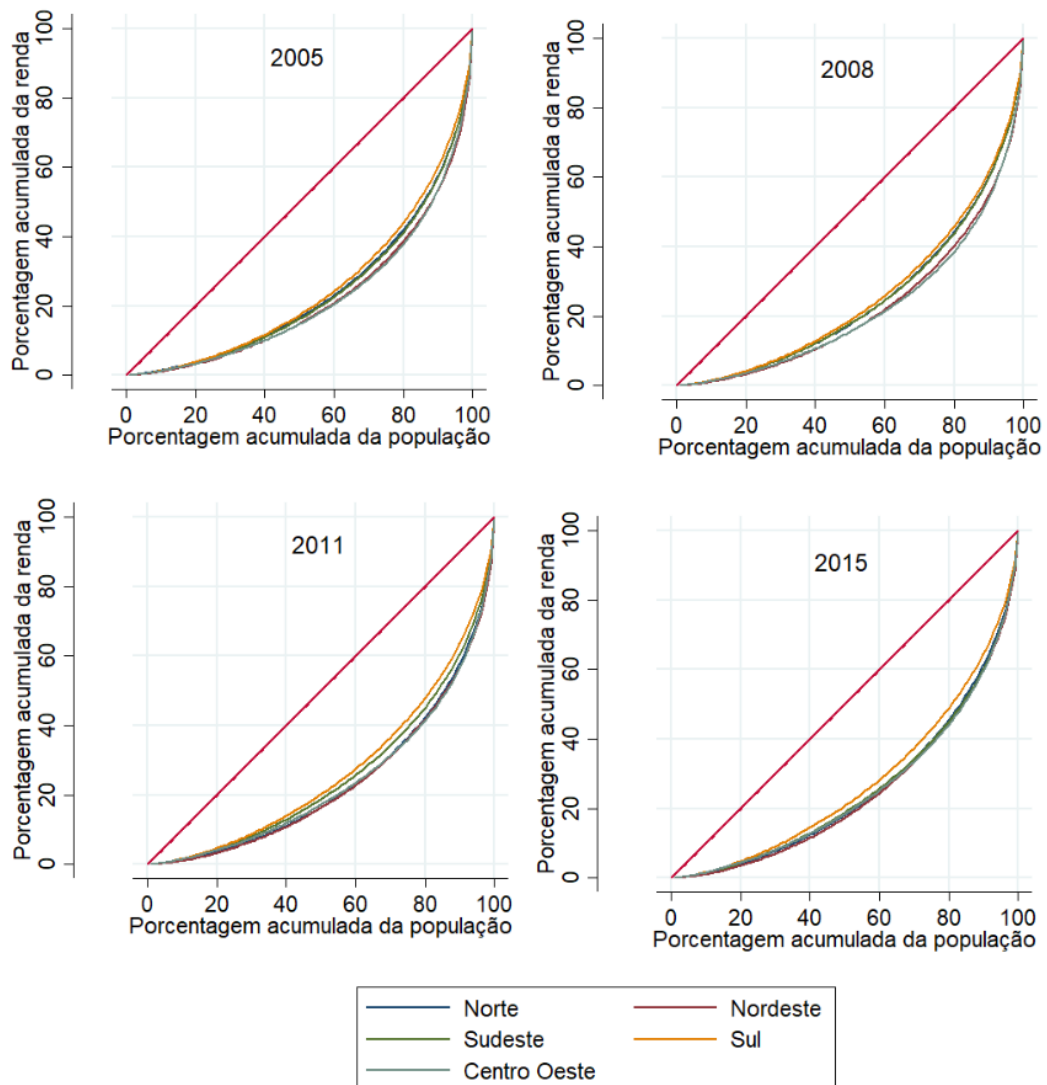
Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

3.2 Curva de Lorenz

As curvas de Lorenz foram traçadas através da relação entre a porcentagem acumulada da renda domiciliar *per capita* e a porcentagem acumulada da população. Em uma sociedade igualitária, 50% da renda deveria ser acumulada por 50% da população. Este caso é representado pela reta de perfeita igualdade que parte do ponto (0,0) e possui ângulo de 45° graus. O Brasil está longe de ter uma distribuição igualitária da renda, por isso é esperado que as curvas de Lorenz estejam bem abaixo da curva de perfeita igualdade.

Na Figura 6, são apresentadas as curvas de Lorenz da renda domiciliar *per capita* para as regiões do Brasil nos anos 2005, 2008, 2011 e 2015. A partir desta figura é possível afirmar que a desigualdade ao longo dos anos diminuiu no Brasil, uma vez que a curva que representa o ano de 2005 possui a maior distância da curva de perfeita igualdade, seguida pelas de 2008, 2011 e, por fim, 2015. Portanto, a situação tornou-se mais equitativa com o passar dos anos.

Apesar de todas as regiões apresentarem melhores condições distributivas intra-regionais, os dados indicam que não houve alterações significativas na redução das desigualdades entre regiões. É possível acompanhar a trajetória de queda do índice de Gini das cinco regiões entre 2005 e 2015, na Figura 8 do Apêndice. Todas as regiões obtiveram redução nos níveis de desigualdade, todavia a magnitude desta redução foi diferente em cada uma delas. O Nordeste, é uma das regiões mais desiguais, apresentou redução do índice de Gini de apenas 5,59%, enquanto o Sul, a menos desigual, reduziu 12,79%, conforme verificado na Tabela 8. Por mais que todas as regiões tenham melhorado no quesito distribuição de renda, aquelas que apresentam os piores indicadores foram as mesmas que auferiram os percentuais mais baixos de variação do índice de Gini. As tendências observadas em relação ao índice de Gini são corroboradas pela análise regional da curva de Lorenz. Há indícios de um componente inicial nos indicadores regionais de desigualdade, o que pode dificultar a convergência de renda no âmbito nacional

Figura 6 - Curvas de Lorenz por região da renda *per capita* (Brasil, 2005/2015)

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019)

Tabela 6 - Índices de Gini da distribuição de rendimento domiciliar *per capita*
(Regiões do Brasil, 2005/2015)

| | 2005 | 2008 | 2011 | 2015 | (%) |
|--------------|-------|-------|-------|-------|--------|
| Norte | 0,501 | 0,49 | 0,503 | 0,473 | -5,5% |
| Nordeste | 0,546 | 0,534 | 0,51 | 0,484 | -11,3% |
| Sudeste | 0,531 | 0,502 | 0,484 | 0,477 | -10,1% |
| Sul | 0,516 | 0,492 | 0,468 | 0,45 | -12,7% |
| Centro-Oeste | 0,561 | 0,562 | 0,532 | 0,498 | -11,2% |

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

3.3 Decomposição de índices de desigualdade

A decomposição do Índice de Gini por fontes de renda será feita a partir da renda domiciliar *per capita*, que é o quociente entre a soma do rendimento mensal domiciliar e o número de pessoas que habitam a residência, excluindo pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregados domésticos. O rendimento domiciliar é a soma do rendimento mensal de trabalho e outras fontes das pessoas de 10 anos ou mais de idade. O rendimento domiciliar *per capita*, analogamente como realizado por Hoffmann (2006), é dividido em parcelas da renda:

- 1) Rendimento de todos os trabalhos, incluindo salários e remuneração de trabalhadores por conta própria e empregadores (representado por TTR);
- 2) Aposentadorias e pensões “oficiais”, pagas pelo governo federal ou por instituto de previdência e outras aposentadorias e pensões (representado por APO); e
- 3) Rendas provenientes de outras fontes, que englobam doações, juros de aplicações financeiras, dividendos e rendimentos de aluguel e transferências de programas oficiais como bolsa família ou renda mínima e outros rendimentos. (representado por OUT)

A Tabela 10 mostra a participação percentual das diferentes fontes de renda no rendimento total de 2005, 2011, 2008 e 2015 para o Brasil e para as cinco regiões. A renda de todos os trabalhos (TTR) a todo momento representa o maior percentual observado. Em 2005 e 2015, os rendimentos do trabalho representavam 76% dos rendimentos no Brasil. A região Centro-Oeste possui os maiores valores observados, em 2015 o percentual de renda proveniente do trabalho era de 80%, já a região Nordeste tem a menor parcela dessa renda total (70%). Sendo assim, é possível afirmar que a política de valorização do salário mínimo provavelmente possui alto impacto na redução da desigualdade de distribuição de renda dado que a maior fonte de renda domiciliar é oriunda do trabalho.

As rendas provenientes de outras fontes (OUT) não obtiveram mudanças significativas ao longo dos anos, no entanto, a proporção de aposentadorias e pensões (APO), em todas as regiões, obteve aumento de percentual (com exceção da região Sudeste, aumentou em todas as regiões). No Brasil em 2015, as aposentadorias e pensões equivalem a 21% do rendimento domiciliar e outras fontes de renda apenas 4%.

A decomposição do índice de Gini é uma ferramenta capaz de identificar os determinantes da queda da desigualdade. Neste estudo foi feita a decomposição, segundo a qual a renda domiciliar *per capita* é desagregada pelas três fontes de renda citadas anteriormente (RTT, APO e OUT) para o Brasil e para as cinco regiões, nos anos 2005, 2008, 2011 e 2015. A Tabela 21 em anexo apresenta três índices por região: G_k representa o coeficiente de Gini por fonte de renda; R_k mensura como a fonte de renda e a distribuição da renda total são correlacionadas; e δ Gini demonstra como, *ceteris paribus*, um aumento de 1% nessa fonte de renda aumentaria ou diminuiria o coeficiente de Gini.

Tabela 7 - Índices de Gini, Mehran e Piesch da distribuição de rendimento domiciliar *per capita* (Brasil, 2005/2015)

| | 2005 | 2008 | 2011 | 2015 | Δ (%) |
|--------|-------|-------|-------|-------|--------------|
| Gini | 0,564 | 0,540 | 0,529 | 0,512 | -9,2% |
| Mehran | 0,693 | 0,669 | 0,654 | 0,642 | -7,4% |
| Piesch | 0,500 | 0,475 | 0,459 | 0,448 | -10,4% |

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Entre 2005 e 2015, e, todas as regiões G_k apresentou valores altos para APO e OUT, demonstrando que as rendas de pensões, aposentadorias e outros não é distribuída de forma igualitária. Em nenhuma destas fontes de renda houve alterações expressivas ao longo dos anos analisados. No caso da renda do trabalho, G_k possui valores mais baixos, demonstrando haver uma distribuição mais igualitária. Esse resultado não necessariamente é positivo, pois há na amostra analisada concentração expressiva de pessoas que recebem menos de dois salários mínimos, ou seja, o nível de desigualdade não é tão alto, porém, esse resultado está associado ao fato de um grande número de pessoas viverem com renda baixa.

Na segunda parte da tabela, R_k evidencia correlação entre o Gini e as fontes de renda. A renda proveniente do trabalho apresenta os maiores valores. Para o período analisado a correlação foi de 0,8. No caso das rendas provenientes de aposentadorias e pensões a correção é de aproximadamente 0,5. A terceira parte da tabela mostra o peso do impacto das fontes de renda sobre o coeficiente de Gini. No Brasil, como esperado, um aumento em qualquer uma das fontes de renda gera redução no coeficiente de Gini, porém a magnitude da renda do trabalho se sobrepõe sobre as outras. Em 2005 um aumento de 1% da renda do trabalho, *ceteris paribus*, reduz o coeficiente de Gini da renda total em 0,176%; em 2015 a redução era de 0,209%.

Na Tabela 9 a cima é possível comparar a evolução dos três índices que mensuram a desigualdade ao longo de dez anos. Todos apresentam uma redução. Apesar da diferença entre eles ser pequena a redução no Índice de Piesch foi maior, o que representa um indício de que a valorização salarial teve um impacto maior sobre a parcela da população possuidora da maior parcela da renda. Com respeito ao avanço do Índice de Gini, este apresentou redução de 9,4% no período, ao passo que o índice de Piesch e o Índice de Mehran apresentaram, respectivamente, redução de 10,6% e 7,6%.

Tabela 8 - Participação de cada parcela em relação a distribuição de rendimento de todas as fontes (Brasil, 2005/2015)

| | Parcela | 2005 | 2008 | 2011 | 2015 |
|---------------------|---------|------|------|------|------|
| Brasil | RTT | 0,76 | 0,77 | 0,77 | 0,76 |
| | APO | 0,19 | 0,19 | 0,19 | 0,21 |
| | OUT | 0,04 | 0,04 | 0,03 | 0,04 |
| Norte | RTT | 0,81 | 0,82 | 0,81 | 0,79 |
| | APO | 0,14 | 0,14 | 0,14 | 0,16 |
| | OUT | 0,04 | 0,05 | 0,05 | 0,05 |
| Nordeste | RTT | 0,73 | 0,73 | 0,72 | 0,70 |
| | APO | 0,22 | 0,22 | 0,22 | 0,24 |
| | OUT | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,06 |
| Sudeste | RTT | 0,75 | 0,76 | 0,77 | 0,76 |
| | APO | 0,21 | 0,21 | 0,20 | 0,21 |
| | OUT | 0,04 | 0,03 | 0,03 | 0,03 |
| Sul | RTT | 0,76 | 0,76 | 0,77 | 0,75 |
| | APO | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,22 |
| | OUT | 0,04 | 0,04 | 0,03 | 0,03 |
| Centro Oeste | RTT | 0,82 | 0,81 | 0,83 | 0,80 |
| | APO | 0,14 | 0,15 | 0,15 | 0,17 |
| | OUT | 0,04 | 0,04 | 0,03 | 0,03 |

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

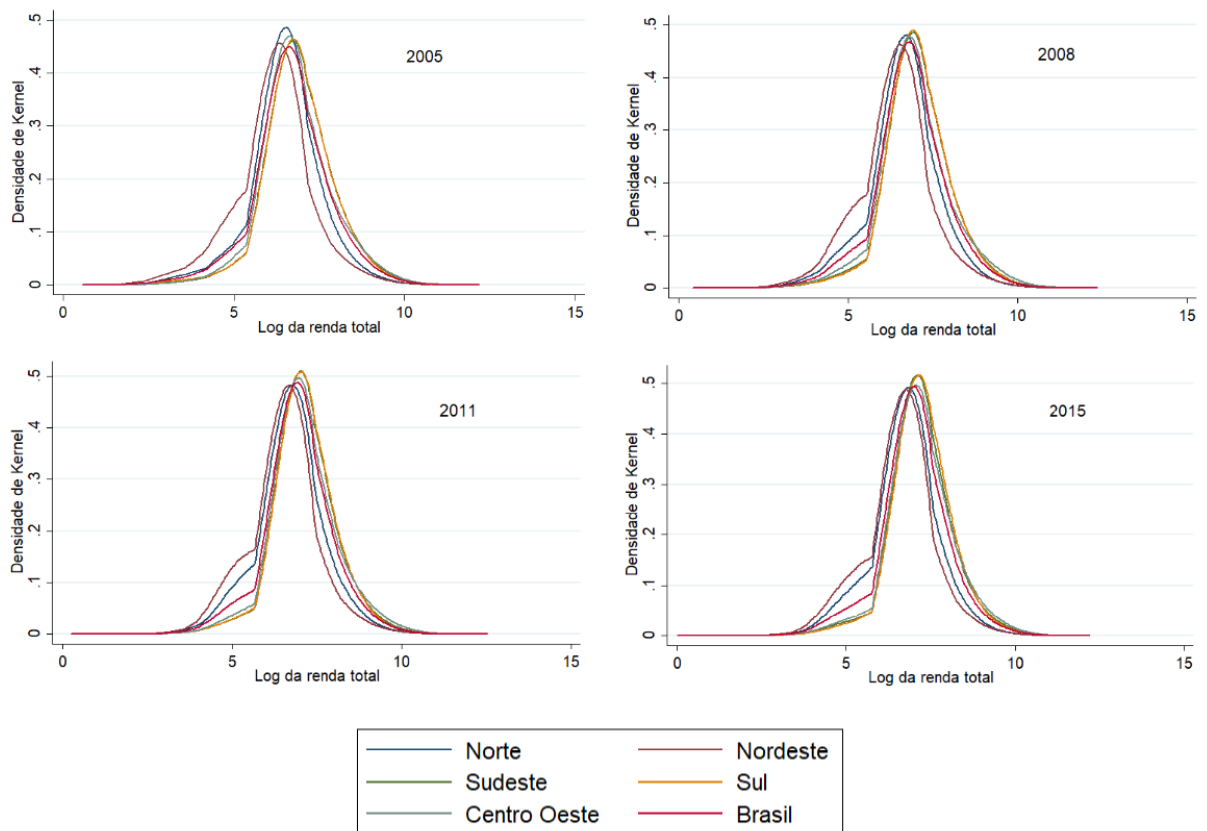
3.4 Densidade de Kernel

A seguir a Figura 7 ilustra as funções de densidade de Kernel da renda total das macrorregiões brasileiras e do Brasil para cada ano (2005, 2008, 2011 e 2015), o que possibilita uma melhor visão da desigualdade de rendimentos em cada região. Segundo Daldegan (2015), a função ilustra a proporção de indivíduos em relação ao total que apresenta cada um dos diferentes valores que existem para o logaritmo da renda total. Assim, como esperado para um país cujos níveis de desigualdade são extremamente elevados, os gráficos de densidade de distribuição para as regiões mostram um pico de valores de remuneração baixa.

Ao longo dos anos, apesar de algumas pequenas mudanças nas curvas, é perceptível que cada região manteve sua distribuição de renda com as mesmas características gerais. A região Sul se manteve à direita, seguida pelo Sudeste e Centro-Oeste. Por último, as regiões Norte e Nordeste chamam a atenção por apresentarem maior quantidade de pessoas entre os decis de baixo rendimento.

A estrutura da distribuição de renda, representada pela função de Kernel, mostra que não houve convergência significativa no período analisado. Apesar da política salarial ser importante para a distribuição de renda no Brasil, existem especificidades regionais que não são atendidas por estas políticas, dado que as distribuições continuam a apresentar os mesmos picos de concentração da renda. As particularidades de cada região no Brasil demandam políticas específicas que busquem agir regionalmente para atenuar o problema de má distribuição de renda.

Figura 7 - Distribuição da densidade de Kernel da renda total para regiões (Brasil, 2005/2015)



Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

3.5 Decomposição Oaxaca-Blinder

O objetivo desta decomposição é mensurar o impacto do salário mínimo na redução da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil. Foi optado por dividir o período 2005-2015 em três subperíodos (2005-2008, 2008-2011 e 2011-2015) para observar melhor as mudanças em cada intervalo de tempo. A decomposição Oaxaca Blinder possibilita alcançar este objetivo, por intermédio da decomposição de diferentes estatísticas da distribuição da renda do trabalho. Assim é possível observar a contribuição da política salarial nas suas variações ao longo do tempo. Este método estima as diferenças no logaritmo da renda do trabalho em uma parte devido à composição dos grupos, neste caso, pares de anos, e outra parte devido ao efeito estrutura. Assim como realizado por Brito (2015), optou-se por explorar o efeito composição (explicado), pois segundo a autora o efeito estrutura (inexplicado) possui dificuldades de interpretação de resultados (muitas vezes podem não ser intuitivos).

Tabela 9 - Resultados agregados da decomposição de Oaxaca-Blinder para o logaritmo do salário do trabalho principal dos ocupados (ano A-ano B)

| | 2005-2008 | 2008-2011 | 2011-2015 | 2005-2015 |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Predição A | 6,8292 (0.0027) | 7,0030 (0.0024) | 7,1334 (0.0024) | 6,8292 (0.0026) |
| Predição B | 7,0030 (0.0024) | 7,1334 (0.0024) | 7,2366 (0.0023) | 7,2366 (0.0024) |
| Diferença | -0,1738 (0.0036) | -0,1304 (0.0034) | -0,1032 (0.0033) | -0,4074 (0.0036) |
| Estrutura | -0,1632 (0.0018) | -0,0748 (0.0018) | -0,0734 (0.0018) | -0,3093 (0.0019) |
| Composição | -0,0106 (0.0031) | -0,0556 (0.0029) | -0,0298 (0.0028) | -0,0981 (0.0031) |

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Segundo os resultados agregados da decomposição (Tabela 11) ¹⁶, o logaritmo da remuneração média dos ocupados em jornada de 40 horas ou mais passou de 6,82 em 2005 para 7,00 em 2015 (5,97%). Os três subperíodos apresentaram variações positivas, porém com magnitudes diferentes. 2005-2008 foi o intervalo que apresentou maior variação (2,55%), seguido por 1,86% de 2008 a 2011 e, por fim, 1,46% entre 2011 e 2015. Estes valores têm correlação positiva com os períodos nos quais o salário mínimo obteve os maiores percentuais de valorização real.

A Tabela 12 contém os resultados do efeito composição do logaritmo do salário ¹⁷ no trabalho principal dos ocupados com jornada de pelo menos 40 horas semanais. Entre 2005 e 2015 (coluna 5 da Tabela 12) contribuíram negativamente para o aumento dos rendimentos do trabalho as faixas salariais até 0,5 SM e de 1,1 a 2 SM. Portanto, a elevação do percentual de ocupados nestes grupos tende a deslocar média para baixo. A faixa recebedora de mais de 2 SM foi responsável para o aumento do salário médio do período. Com relação às regiões, o Nordeste e Centro-Oeste tiveram contribuição negativa, o Sul apresentou contribuição positiva e o Norte e Sudeste não apresentaram resultados significativos.

A variável branco, no período e em todos os subperíodos, apresentou contribuição positiva, o que pode ser explicado pela segmentação racial dos mercados de trabalho,

¹⁶ todos os erros padrões robustos são significativos a *** p<0.01

¹⁷ Para identificar o efeito do política salarial foram criadas faixas do salário mínimo. Assim o efeito do SM pode ser obtido de forma direta pela faixa de 0,9 a 1,1 SM, por aqueles que recebem muito próximo ao mínimo e, pela forma expandida, para os que recebem em torno de um salário mínimo (0,5 a 1,5 SM).

conforme ressalta Soares (2000)¹⁸. A variável anos de estudo, apesar de exibir crescimento percentual, apresentou efeito negativo em todo período. Este resultado é contrário ao encontrado por Brito (2015), contudo, converge com a análise de Castro (2009). Segundo o autor, no Brasil existe desigualdade educacional, pois apesar da ampliação no ensino e da redução da taxa de analfabetização, o acesso às creches ainda é insuficiente, o ensino médio e fundamental são extremamente desiguais e o acesso às instituições de ensino superior é excessivamente restrito.

¹⁸ Segundo Soares (2000) “A minha interpretação da discriminação contra negros é que existe uma visão do que seja o lugar do negro na sociedade, que é o de exercer um trabalho manual, sem fortes requisitos de qualificação em setores industriais pouco dinâmicos. Se o negro ficar no lugar a ele alocado, sofrerá pouca discriminação. Mas se porventura tentar ocupar um lugar ao sol, sentirá todo o peso das três etapas da discriminação sobre seus ombros.”

Tabela 10 - Decomposição de Oaxaca-Blinder para o logaritmo do salário do trabalho principal dos ocupados-efeito composição (ano A ano B)

| | 2005-2008 | 2008-2011 | 2011-2015 | 2005-2015 |
|--------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| Até 0,5 SM | 0.00000 (0.00000) | 0.00000 (0.00000) | 0.00000 (0.00000) | -0.0168*** (0.000720) |
| 0,5 a 0,9 SM | 0.0254*** (0.000864) | 0.00413*** (0.000718) | -0.00593*** (0.000811) | 0.0000 (0.00000) |
| 0,9 a 1,1 SM | -0.00690*** (0.00182) | 0.0295*** (0.00177) | -0.0181*** (0.00192) | 0.00188*** (0.000587) |
| 1,1 a 1,5 SM | -0.0611*** (0.00211) | -0.0579*** (0.00231) | 0.0932*** (0.00247) | -0.0123*** (0.000859) |
| 1,5 a 2 SM | 0.00748*** (0.00230) | 0.00861*** (0.00231) | -0.110*** (0.00272) | -0.0439*** (0.00129) |
| Mais de 2 SM | 0.0474*** (0.00463) | -0.0258*** (0.00457) | 0.0344*** (0.00484) | 0.0363*** (0.00313) |
| Norte | -7.95e-05 (4.95e-05) | 0.00000 (0.00000) | 0.000111*** (3.96e-05) | 0.00000 (0.00000) |
| Nordeste | -0.000964*** (0.000156) | -0.000204*** (5.78e-05) | 0.000110 (0.000111) | -0.000555*** (7.51e-05) |
| Sudeste | 0.000472*** (0.000105) | -2.80e-05 (1.76e-05) | -0.000208** (8.40e-05) | 1.68e-07 (3.03e-06) |
| Sul | 0.000121 (0.000103) | 0.000152*** (4.22e-05) | -6.38e-05 (9.66e-05) | 0.000152*** (4.03e-05) |
| Centro-Oeste | 0.00000 (0.00000) | -0.000283*** (5.55e-05) | 0.00000 (0.00000) | -0.000309*** (4.90e-05) |
| Anos de estudo | -0.0195*** (0.000628) | -0.0109*** (0.000534) | -0.0171*** (0.000518) | -0.0493*** (0.000739) |
| Idade | -0.00694*** (0.000627) | -0.00459*** (0.000502) | -0.00856*** (0.000678) | -0.0212*** (0.00122) |
| Idade ² | 0.00262*** (0.000359) | 0.00140*** (0.000263) | 0.00119** (0.000584) | 0.00594*** (0.00111) |
| Mulher | 0.00100*** (0.000187) | 0.00115*** (0.000172) | 0.000305* (0.000156) | 0.00236*** (0.000180) |
| Branco | 0.000837*** (0.000123) | 0.000294** (0.000122) | 0.00166*** (0.000133) | 0.00278*** (0.000151) |
| Chefe de família | 0.00106*** (9.55e-05) | 0.000380*** (6.16e-05) | -8.95e-05 (6.67e-05) | 0.00166*** (0.000118) |
| Formal | -0.00111*** (0.000103) | -0.000842*** (0.000102) | -0.000553*** (7.64e-05) | -0.00317*** (0.000264) |
| Setor | -0.000474*** (6.83e-05) | -0.000725*** (8.02e-05) | -0.000495*** (7.24e-05) | -0.00155*** (0.000135) |
| N | 245.355 | 242.560 | 228.853 | 231.648 |

Legenda: Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dadas as desigualdades de distribuição de renda existentes no Brasil e regiões, a Dissertação buscou analisar o impacto da valorização real do salário mínimo para a redução da desigualdade no âmbito nacional e regional entre os anos 2005 e 2015. Para a realização deste objetivo foram utilizadas duas bases de dados. A primeira exclui as rendas domiciliar *per capita* iguais ou menores que zero e indivíduos com menos de 10 anos. A segunda contém os maiores de 10 anos, que trabalham 40 horas ou mais semanalmente, e exclui os trabalhadores na produção para próprio consumo e na construção para próprio uso. Para compreender melhor os impactos da política salarial no cenário socioeconômico nacional e regional neste espaço de tempo, foi realizada uma divisão em subperíodos: 2005-2008, 2008-2011 e 2011-2015.

A partir da primeira base foi realizada a decomposição da renda domiciliar *per capita* por fontes: renda do trabalho principal, renda proveniente de aposentadorias e pensões e rendimento de outras fontes. O que foi apurado em todas as regiões brasileiras é a alta participação da renda do trabalho sobre a proporção de renda total. No Brasil, em 2015, a renda vinda do trabalho representava o percentual de 76%, seguida pelas aposentadorias e pensões (21%) e, por fim, outras fontes de renda (4%). Este resultado está em linha com os encontrados nas cinco regiões brasileiras. O Nordeste apresenta o menor percentual de participação da renda do trabalho (70%), o Centro-Oeste possui a maior participação percentual (80%). Este resultado possibilita afirmar que a política de valorização salarial provavelmente tem impacto elevado na sociedade, visto que a maior parcela da renda domiciliar é advinda do trabalho. Além de representar maior percentual, a renda do trabalho possui dentre as fontes de renda, o maior valor de correlação com a renda total, medido por R_k .

A dimensão da desigualdade brasileira se estende para desigualdades regionais. A disparidade salarial entre as regiões (inter-regional) é elevada. Ao analisar as curvas de Lorenz (da renda domiciliar *per capita*) das regiões nos anos 2005, 2008, 2011 e 2015, fica claro que houve redução do índice de Gini em todas as cinco regiões, porém a magnitude foi diferente. A região Nordeste, possui maior desigualdade de distribuição de renda, apresentou redução de apenas 5,59%, enquanto a região Sul, a menos desigual, reduziu 12,79%. Apesar de todas as regiões alcançarem melhores índices, é necessário políticas que busquem atuar na redução da desigualdade de renda regional, caso contrário a tendência é que este hiato aumente com o passar do tempo.

Os resultados obtidos pelas funções de densidade de Kernel da renda domiciliar *per capita* das cinco regiões para os anos analisados corroboram a análise realizada. Há mudanças sutis nas funções ao longo do período analisado, todavia, é perceptível que cada região manteve sua distribuição de renda com as mesmas características. Cada região

possui especificidades e a política salarial não apresentou efeito no sentido de reduzir esta disparidade entre as regiões, visto que as distribuições continuam a apresentar os mesmos picos de concentração de renda.

A segunda parte desta Dissertação utiliza a base composta por todos os ocupados, em jornada de 40 horas ou mais, com mais de 10 anos de idade, para captar os efeitos do salário mínimo sobre os rendimentos do trabalho. Foram estimadas as diferenças no logaritmo dos salários em dois efeitos, efeito composição dos grupos, neste caso pares de anos, e efeito estrutura. De acordo com os resultados encontrados, os três subperíodos apresentaram variações positivas, mostrando que houve redução na desigualdade ao longo de todo período, porém as proporções de redução foram diferentes. O intervalo entre 2005 e 2008 apresentou maior variação (2,55%), correspondendo ao mesmo intervalo com as maiores valorizações do salário mínimo real; o subperíodo com menor variação nos níveis de desigualdade (2011 a 2015) (1,46%) foi também quando os aumentos reais do salário mínimo obtiveram os menores percentuais de valorização.

A política de valorização do salário mínimo real é uma forma de reduzir as desigualdades de distribuição de renda e amenizar a enorme disparidade social existente no Brasil. Porém em um país com dimensões tão grandes e com reconhecido histórico de negligenciamento dos mais pobres, é necessário que várias políticas públicas busquem atenuar a situação de descaso com a população em situação mais vulnerável.

Quanto à questão regional, a valorização real do mínimo aparentemente não está associada a efeitos inter-regionais. Apesar dos índices de desigualdade intra-regionais terem diminuído em todos os subperíodos, a desigualdade entre as cinco regiões persistem. As regiões demandam políticas públicas que reconheçam e busquem atenuar estas desigualdades.

É evidente a existência de uma quantidade muito grande de pessoas possuidoras de remuneração inferior a um salário mínimo. Para essa parcela da população é necessário a implementação outras políticas públicas.

REFERÊNCIAS

- ABREU, Marcelo de Paiva et al. **A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil**. São Paulo: Campus, 2014.
- AZEVEDO, Joao Pedro; NGUYEN, Minh; SANFELICE, Viviane. **ADECOMP: Stata module to estimate Shapley Decomposition by Components of a Welfare Measure**. 2019.
- BACHA, Edmar L. **Crescimento econômico, salários urbanos e rurais: o caso do Brasil**. 1979.
- BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda. **A crise econômica de 2014/2017**. *Estudos avançados*, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.
- BARROS, Ricardo et al. **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil**. Texto para discussão, 2010.
- BARROS, Ricardo Paes de et al. **Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira**. 2006.
- BARROS, Ricardo Paes de; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. 2001.
- BLINDER, Alan S. **Wage discrimination: reduced form and structural estimates**. *Journal of Human resources*, p. 436-455, 1973.
- BRITO, Alessandra; FOGUEL, Miguel; KERSTENETZKY, Celia. **Afinal, qual a contribuição da política de valorização do salário mínimo para a queda da desigualdade no Brasil? Uma estimativa para o período 1995-2013**. Texto para Discussão, n. 109, 2015.
- BRITO, Alessandra Scalioni. **O papel do salário mínimo na redução da desigualdade na distribuição de renda no Brasil entre 1995 e 2013**. 2015. Tese de Doutorado. Tese (Doutorado)–Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade Federal Fluminense, Niterói.
- CARNEIRO, Dionísio Dias; MODIANO, Eduardo. **Ajuste externo e desequilíbrio interno: 1980-1984**. *A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana*, v. 1989, p. 323-346, 1889.
- CASTRO, Jorge Abrahão de. **Evolução e desigualdade na educação brasileira**.

Educação Sociedade, v. 30, n. 108, p. 673-697, 2009.

CASTRO, Lavínia Barros de. **Esperança, frustração e aprendizado: a história da Nova República (1985-1989)**. Economia brasileira contemporânea. Rio de Janeiro: Elsevier, p. 116-140, 2005.

CORSEUIL, Carlos Henrique; FOGUEL, Miguel N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. 2002.

DALDEGAN, Cássio Freitas. **Os efeitos da política de valorização do salário mínimo sobre a recente queda da desigualdade de renda nas macrorregiões brasileiras**. Revista Econômica do Nordeste, v. 46, n. 2, p. 133-149, 2015.

DINARDO, John; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. National bureau of economic research, 1995.

FAJNZYLBER, Pablo. **Minimum wage effects throughout the wage distribution: Evidence from Brazil's formal and informal sectors**. 2001.

FERREIRA, Francisco HG; LITCHFIELD, Julie A. **Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil: 1981/95**. Desigualdade e Pobreza no Brasil, IPEA, 2000.

FIRPO, Sergio; REIS, Maurício Cortez. **O salário mínimo ea queda recente da desigualdade no Brasil**. Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente, v. 2, p. 499-506, 2007.

FISHLOW, Albert. **Distribuição de renda no Brasil: um novo exame**. Dados, v. 11, p. 10-80, 1973.

FORTIN, Nicole; LEMIEUX, Thomas; FIRPO, Sergio. **Decomposition methods in economics**. In: **Handbook of labor economics**. Elsevier, 2011. p. 1-102.

GIAMBIAGI, Fabio; VILLELA, André Arruda. **Economia brasileira contemporânea**. Elsevier Brasil, 2005.

HOFFMANN, Rodolfo. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. Edusp, 1998.

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

IBGE, **Síntese de Indicadores Sociais**. vol. 38. Rio de Janeiro, RJ: IBGE, p. 151, 2018.

JANN, Ben. **Univariate kernel density estimation**. Boston College Department of Economics, Statistical Software Component, n. S456410, 2007.

KERSTENETZKY, Celia Lessa. **Foi um pássaro, foi um avião? Redistribuição no Brasil no século XXI**. Novos estudos CEBRAP, v. 36, n. 2, p. 15-34, 2017.

KOMATSU, Bruno Kawaoka. **Salário mínimo, desigualdade e informalidade**. 2013. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

LAGO, Luiz Aranha Corrêa. **A retomada do crescimento e as distorções do “milagre”: 1967-1973**. A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana, v. 1989, p. 233-294, 1889.

LANGONI, Carlos Geraldo. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. FGV Editora, 2005.

MEDEIROS, Marcelo; SOUZA, Pedro Herculano Guimarães Ferreira de; CASTRO, Fabio Ávila 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, p. 971-986, 2014.

MENEZES-FILHO, Naercio; RODRIGUES, Eduardo Augusto de Souza. **Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica**. Revista Brasileira de Economia, v. 63, n. 3, p. 277-298, 2009.

MENEZES-FILHO, Naércio; FERNANDES, Reynaldo; PICCHETTI, Paulo. **Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v. 2, p. 285-304, 2007.

MERCADANTE, Aloizio. **Plano Real e neoliberalismo tardio**. O Brasil Pós-Real: a política econômica em debate, p. 131-167, 1998.

NEDER, Henrique Dantas; RIBEIRO, Rosana. **Os efeitos distributivos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro no período 2002-2008: enfoque a partir de distribuições contrafactuais**. 2010.

NERI, M. **A Escalada da Desigualdade—Qual foi o Impacto da Crise sobre Distribuição de Renda e Pobreza**. Rio de Janeiro FGV Social, 2019.

NERI, Marcelo; GONZAGA, Gustavo; CAMARGO, Jose Marcio. **Distribuição regional da efetividade do salário mínimo no Brasil**. Texto para discussão, 1999.

NEUMARK, David; SCHWEITZER, Mark; WASCHER, William. **Minimum wage**

effects throughout the wage distribution. *Journal of Human Resources*, v. 39, n. 2, p. 425-450, 2004.

OAXACA, Ronald. **Male-female wage differentials in urban labor markets.** *International economic review*, p. 693-709, 1973.

PESSÔA, Samuel de Abreu. **Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda.** EPGE Brazilian School of Economics and Finance-FGV EPGE (Brazil), 1999.

RESENDE, André Lara. **Estabilização e reforma: 1964-1967.** *A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana*, v. 1989, n. 10, 1889.

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

SABOIA, João. **O salário mínimo e seu potencial para a melhoria da distribuição de renda no Brasil. Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente.** Brasília: IPEA, v. 2, p. 479-498, 2007.

SARAMAGO, Hugo A. **Trajetória da parcela dos salários na renda no Brasil: análise de decomposição a partir do salário real e da produtividade (1990-2013).** 2016. Tese de Doutorado. Dissertação (Mestrado em Economia)–Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

SERRA, José. **Ciclos e mudanças estruturais na economia brasileira de após-guerra.** *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 2, n. 2, 1982.

SHAPLEY, Lloyd S. **A value for n-person games.** *Contributions to the Theory of Games*, v. 2, n. 28, p. 307-317, 1953.

SOARES, Sergei. **A distribuição dos rendimentos do trabalho e a queda da desigualdade de 1995 a 2009.** 2010.

SOARES, Sergei Suarez Dillon. **Perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras.** 2000.

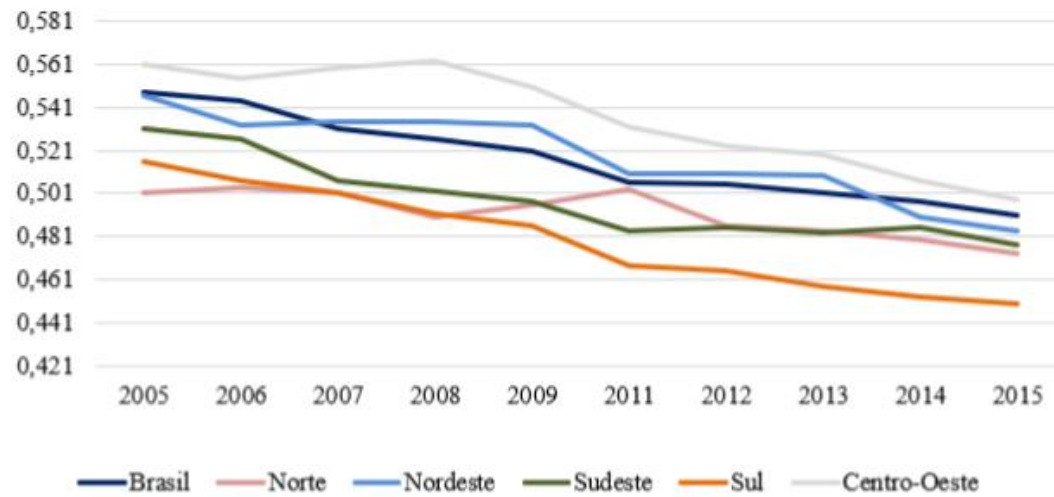
SOARES, Sergei Suarez Dillon. **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004.** 2006.

SULIANO, Daniel Cirilo; SIQUEIRA, Marcelo Lettieri. **Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade.** *Economia Aplicada*, v. 16, n. 1, p. 137-165, 2012.

VAN KERM, Philippe. Adaptive kernel density estimation. *The Stata Journal*, v. 3, n. 2, p. 148-156, 2003.

APÊNDICE A – Primeiro apêndice

Figura 8 - Índices de Gini da renda *per capita* (Brasil e regiões, 2005-2015)



Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019)

Tabela 11 - Estatísticas descritivas dos ocupados (Brasil, 2005)

| Variáveis | Observações | Média | DP | Min | Max |
|---|-------------|-------|------|-----|-----|
| Dummies | | | | | |
| Chefe de família | 55.342.172 | 56,8 | 0,50 | 0 | 1 |
| Homem | 55.342.172 | 66,4 | 0,47 | 0 | 1 |
| Mulher | 55.342.172 | 33,6 | 0,47 | 0 | 1 |
| Branco | 55.342.172 | 52,3 | 0,50 | 0 | 1 |
| Outras cores | 55.342.172 | 47,7 | 0,50 | 0 | 1 |
| Formal | 55.342.172 | 56,9 | 0,50 | 0 | 1 |
| Faixa de SM | | | | | |
| Até 0,5 SM | 55.342.172 | 4,92 | 0,22 | 0 | 1 |
| 0,5 a 0,9 SM | 55.342.172 | 8,57 | 0,28 | 0 | 1 |
| 0,9 a 1,1 SM | 55.342.172 | 17,80 | 0,38 | 0 | 1 |
| 1,1 A 1,5 SM | 55.342.172 | 15,00 | 0,36 | 0 | 1 |
| 1,5 a 2 SM | 55.342.172 | 15,1 | 0,36 | 0 | 1 |
| Mais de 2 SM | 55.342.172 | 38,6 | 0,49 | 0 | 1 |
| Escolaridade | | | | | |
| Menos de 3 anos | 54.982.015 | 18,1 | 0,39 | 0 | 1 |
| de 4 a 7 anos | 54.982.015 | 25,5 | 0,44 | 0 | 1 |
| de 8 a 10 anos | 54.982.015 | 16,9 | 0,38 | 0 | 1 |
| de 11 a 14 anos | 54.982.015 | 30,4 | 0,46 | 0 | 1 |
| 15 e mais | 54.982.015 | 9,08 | 0,29 | 0 | 1 |
| Região | | | | | |
| Norte | 55.342.172 | 7,11 | 0,26 | 0 | 1 |
| Nordeste | 55.342.172 | 23,3 | 0,42 | 0 | 1 |
| Sudeste | 55.342.172 | 45,8 | 0,50 | 0 | 1 |
| Sul | 55.342.172 | 16,2 | 0,37 | 0 | 1 |
| Centro Oeste | 55.342.172 | 7,63 | 0,27 | 0 | 1 |
| Setor de atividade | | | | | |
| Agrícola | 55.342.172 | 13,6 | 0,34 | 0 | 1 |
| Outras atividades industriais | 55.342.172 | 1,01 | 0,10 | 0 | 1 |
| Indústria de transformação | 55.342.172 | 16,7 | 0,37 | 0 | 1 |
| Construção | 55.342.172 | 8,04 | 0,27 | 0 | 1 |
| Comércio e reparação | 55.342.172 | 19,7 | 0,40 | 0 | 1 |
| Alojamento e alimentação | 55.342.172 | 3,85 | 0,19 | 0 | 1 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 55.342.172 | 5,47 | 0,23 | 0 | 1 |
| Administração pública | 55.342.172 | 5,56 | 0,23 | 0 | 1 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 55.342.172 | 7,84 | 0,27 | 0 | 1 |
| Serviços domésticos | 55.342.172 | 7,03 | 0,26 | 0 | 1 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 55.342.172 | 3,18 | 0,18 | 0 | 1 |
| Outras atividades | 55.342.172 | 8,02 | 0,27 | 0 | 1 |

Legenda: Ocupados: exclui produção para o próprio consumo, construção para próprio uso e trabalhador não remunerado. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Tabela 12 - Estatísticas descritivas dos ocupados (Brasil, 2008)

| Variáveis | Observações | Média | DP | Min | Max |
|---|-------------|-------|------|-----|-----|
| Dummies | | | | | |
| Chefe de família | 63.358.486 | 53,3 | 0,50 | 0 | 1 |
| Homem | 63.358.486 | 65,4 | 0,48 | 0 | 1 |
| Mulher | 63.358.486 | 34,6 | 0,48 | 0 | 1 |
| Branco | 63.358.486 | 50,9 | 0,50 | 0 | 1 |
| Outras cores | 63.358.486 | 49,1 | 0,50 | 0 | 1 |
| Formal | 63.358.486 | 61,4 | 0,49 | 0 | 1 |
| Faixa de SM | | | | | |
| Até 0,5 SM | 63.358.486 | 5,32 | 0,22 | 0 | 1 |
| 0,5 a 0,9 SM | 63.358.486 | 5,47 | 0,23 | 0 | 1 |
| 0,9 a 1,1 SM | 63.358.486 | 18,50 | 0,39 | 0 | 1 |
| 1,1 A 1,5 SM | 63.358.486 | 19,50 | 0,40 | 0 | 1 |
| 1,5 a 2 SM | 63.358.486 | 14,6 | 0,35 | 0 | 1 |
| Mais de 2 SM | 63.358.486 | 36,7 | 0,48 | 0 | 1 |
| Escolaridade | | | | | |
| Menos de 3 anos | 63.095.187 | 14,6 | 0,35 | 0 | 1 |
| de 4 a 7 anos | 63.095.187 | 22,4 | 0,42 | 0 | 1 |
| de 8 a 10 anos | 63.095.187 | 17,7 | 0,38 | 0 | 1 |
| de 11 a 14 anos | 63.095.187 | 34,9 | 0,48 | 0 | 1 |
| 15 e mais | 63.095.187 | 10,4 | 0,31 | 0 | 1 |
| Região | | | | | |
| Norte | 63.358.486 | 6,95 | 0,25 | 0 | 1 |
| Nordeste | 63.358.486 | 22,2 | 0,42 | 0 | 1 |
| Sudeste | 63.358.486 | 46,7 | 0,50 | 0 | 1 |
| Sul | 63.358.486 | 16,3 | 0,37 | 0 | 1 |
| Centro Oeste | 63.358.486 | 7,77 | 0,27 | 0 | 1 |
| Setor de atividade | | | | | |
| Agrícola | 63.358.486 | 11 | 0,31 | 0 | 1 |
| Outras atividades industriais | 63.358.486 | 1,01 | 0,10 | 0 | 1 |
| Indústria de transformação | 63.358.486 | 17,3 | 0,38 | 0 | 1 |
| Construção | 63.358.486 | 9,46 | 0,29 | 0 | 1 |
| Comércio e reparação | 63.358.486 | 19,5 | 0,40 | 0 | 1 |
| Alojamento e alimentação | 63.358.486 | 4,02 | 0,20 | 0 | 1 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 63.358.486 | 5,99 | 0,24 | 0 | 1 |
| Administração pública | 63.358.486 | 5,23 | 0,22 | 0 | 1 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 63.358.486 | 8,18 | 0,27 | 0 | 1 |
| Serviços domésticos | 63.358.486 | 6,02 | 0,24 | 0 | 1 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 63.358.486 | 3,58 | 0,19 | 0 | 1 |
| Outras atividades | 63.358.486 | 8,7 | 0,28 | 0 | 1 |

Legenda: Ocupados: exclui produção para o próprio consumo, construção para próprio uso e trabalhador não remunerado. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019)

Tabela 13 - Estatísticas descritivas dos ocupados (Brasil, 2011)

| Variáveis | Observações | Média | DP | Min | Max |
|---|-------------|-------|------|-----|-----|
| Dummies | | | | | |
| Chefe de família | 65.106.877 | 51,9 | 0,50 | 0 | 1 |
| Homem | 65.106.877 | 64,0 | 0,48 | 0 | 1 |
| Mulher | 65.106.877 | 36,0 | 0,48 | 0 | 1 |
| Branco | 65.106.877 | 50,4 | 0,50 | 0 | 1 |
| Outras cores | 65.106.877 | 49,6 | 0,50 | 0 | 1 |
| Formal | 65.106.877 | 66,3 | 0,47 | 0 | 1 |
| Faixa de SM | | | | | |
| Até 0,5 SM | 65.106.877 | 3,6 | 0,19 | 0 | 1 |
| 0,5 a 0,9 SM | 65.106.877 | 5,0 | 0,22 | 0 | 1 |
| 0,9 a 1,1 SM | 65.106.877 | 15,90 | 0,37 | 0 | 1 |
| 1,1 A 1,5 SM | 65.106.877 | 23,70 | 0,43 | 0 | 1 |
| 1,5 a 2 SM | 65.106.877 | 14,0 | 0,35 | 0 | 1 |
| Mais de 2 SM | 65.106.877 | 37,8 | 0,49 | 0 | 1 |
| Escolaridade | | | | | |
| Menos de 3 anos | 64.962.846 | 13,4 | 0,34 | 0 | 1 |
| de 4 a 7 anos | 64.962.846 | 19,0 | 0,39 | 0 | 1 |
| de 8 a 10 anos | 64.962.846 | 17,6 | 0,38 | 0 | 1 |
| de 11 a 14 anos | 64.962.846 | 38,0 | 0,49 | 0 | 1 |
| 15 e mais | 64.962.846 | 12,0 | 0,32 | 0 | 1 |
| Região | | | | | |
| Norte | 65.106.877 | 6,8 | 0,25 | 0 | 1 |
| Nordeste | 65.106.877 | 21,6 | 0,41 | 0 | 1 |
| Sudeste | 65.106.877 | 46,3 | 0,50 | 0 | 1 |
| Sul | 65.106.877 | 16,9 | 0,38 | 0 | 1 |
| Centro Oeste | 65.106.877 | 8,4 | 0,28 | 0 | 1 |
| Setor de atividade | | | | | |
| Agrícola | 65.106.877 | 9,7 | 0,30 | 0 | 1 |
| Outras atividades industriais | 65.106.877 | 1,0 | 0,10 | 0 | 1 |
| Indústria de transformação | 65.106.877 | 15,1 | 0,36 | 0 | 1 |
| Construção | 65.106.877 | 10,3 | 0,30 | 0 | 1 |
| Comércio e reparação | 65.106.877 | 19,9 | 0,40 | 0 | 1 |
| Alojamento e alimentação | 65.106.877 | 5,1 | 0,22 | 0 | 1 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 65.106.877 | 6,4 | 0,25 | 0 | 1 |
| Administração pública | 65.106.877 | 5,7 | 0,23 | 0 | 1 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 65.106.877 | 8,3 | 0,28 | 0 | 1 |
| Serviços domésticos | 65.106.877 | 5,8 | 0,23 | 0 | 1 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 65.106.877 | 3,3 | 0,18 | 0 | 1 |
| Outras atividades | 65.106.877 | 9,5 | 0,29 | 0 | 1 |

Legenda: Ocupados: exclui produção para o próprio consumo, construção para próprio uso e trabalhador não remunerado. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Tabela 14 - Estatísticas descritivas dos ocupados (Brasil, 2015)

| Variáveis | Observações | Média | DP | Min | Max |
|---|-------------|-------|------|-----|-----|
| Dummies | | | | | |
| Chefe de família | 65.471.298 | 52,2 | 0,50 | 0 | 1 |
| Homem | 65.471.298 | 63,7 | 0,48 | 0 | 1 |
| Mulher | 65.471.298 | 36,3 | 0,48 | 0 | 1 |
| Branco | 65.471.298 | 47,6 | 0,50 | 0 | 1 |
| Outras cores | 65.471.298 | 52,4 | 0,50 | 0 | 1 |
| Formal | 65.471.298 | 69,9 | 0,46 | 0 | 1 |
| Faixa de SM | | | | | |
| Até 0,5 SM | 65.471.298 | 2,95 | 0,17 | 0 | 1 |
| 0,5 a 0,9 SM | 65.471.298 | 5,64 | 0,23 | 0 | 1 |
| 0,9 a 1,1 SM | 65.471.298 | 17,30 | 0,38 | 0 | 1 |
| 1,1 A 1,5 SM | 65.471.298 | 17,20 | 0,38 | 0 | 1 |
| 1,5 a 2 SM | 65.471.298 | 20,5 | 0,40 | 0 | 1 |
| Mais de 2 SM | 65.471.298 | 36,3 | 0,48 | 0 | 1 |
| Escolaridade | | | | | |
| Menos de 3 anos | 65.294.366 | 9,81 | 0,30 | 0 | 1 |
| de 4 a 7 anos | 65.294.366 | 18 | 0,38 | 0 | 1 |
| de 8 a 10 anos | 65.294.366 | 16,5 | 0,37 | 0 | 1 |
| de 11 a 14 anos | 65.294.366 | 40,5 | 0,49 | 0 | 1 |
| 15 e mais | 65.294.366 | 15,2 | 0,36 | 0 | 1 |
| Região | | | | | |
| Norte | 65.471.298 | 7,09 | 0,26 | 0 | 1 |
| Nordeste | 65.471.298 | 21,8 | 0,41 | 0 | 1 |
| Sudeste | 65.471.298 | 45,8 | 0,50 | 0 | 1 |
| Sul | 65.471.298 | 16,8 | 0,37 | 0 | 1 |
| Centro Oeste | 65.471.298 | 8,53 | 0,28 | 0 | 1 |
| Setor de atividade | | | | | |
| Agrícola | 65.471.298 | 8,52 | 0,28 | 0 | 1 |
| Outras atividades industriais | 65.471.298 | 0,93 | 0,10 | 0 | 1 |
| Indústria de transformação | 65.471.298 | 13,9 | 0,35 | 0 | 1 |
| Construção | 65.471.298 | 10,8 | 0,31 | 0 | 1 |
| Comércio e reparação | 65.471.298 | 20,8 | 0,41 | 0 | 1 |
| Alojamento e alimentação | 65.471.298 | 5,08 | 0,22 | 0 | 1 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 65.471.298 | 6,65 | 0,25 | 0 | 1 |
| Administração pública | 65.471.298 | 5,57 | 0,23 | 0 | 1 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 65.471.298 | 9,96 | 0,30 | 0 | 1 |
| Serviços domésticos | 65.471.298 | 4,83 | 0,21 | 0 | 1 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 65.471.298 | 3,6 | 0,19 | 0 | 1 |
| Outras atividades | 65.471.298 | 9,42 | 0,29 | 0 | 1 |

Legenda: Ocupados: exclui produção para o próprio consumo, construção para próprio uso e trabalhador não remunerado. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Tabela 15 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar *per capita* >0
(Brasil, 2005)

| Variáveis | Observação | Média | DP | Min | Max |
|---|-------------|-------|------|-----|-----|
| <i>Dummies</i> | | | | | |
| Chefe de família | 180.317.809 | 31,20 | 0,46 | 0 | 1 |
| Homem | 180.317.809 | 48,80 | 0,50 | 0 | 1 |
| Mulher | 180.317.809 | 51,20 | 0,50 | 0 | 1 |
| Branco | 180.317.809 | 49,60 | 0,50 | 0 | 1 |
| Outras cores | 180.317.809 | 50,30 | 0,50 | 0 | 1 |
| Formal | 85.242.179 | 44,80 | 0,50 | 0 | 1 |
| Faixa de SM | | | | | |
| Até 0,5 SM | 180.317.809 | 9,35 | 0,29 | 0 | 1 |
| 0,5 a 0,9 SM | 180.317.809 | 4,47 | 0,21 | 0 | 1 |
| 0,9 A 1,5 SM | 180.317.809 | 12,30 | 0,33 | 0 | 1 |
| 1,5 a 2 SM | 180.317.809 | 5,31 | 0,22 | 0 | 1 |
| Mais de 2 SM | 180.317.809 | 13,50 | 0,34 | 0 | 1 |
| Escolaridade | | | | | |
| Menos de 3 anos | 179.550.585 | 38,20 | 0,49 | 0 | 1 |
| de 4 a 7 anos | 179.550.585 | 26,00 | 0,44 | 0 | 1 |
| de 8 a 10 anos | 179.550.585 | 13,40 | 0,34 | 0 | 1 |
| de 11 a 14 anos | 179.550.585 | 17,80 | 0,38 | 0 | 1 |
| 15 e mais | 179.550.585 | 4,53 | 0,21 | 0 | 1 |
| Região | | | | | |
| Norte | 180.317.809 | 8,09 | 0,27 | 0 | 1 |
| Nordeste | 180.317.809 | 28,20 | 0,45 | 0 | 1 |
| Sudeste | 180.317.809 | 42,00 | 0,49 | 0 | 1 |
| Sul | 180.317.809 | 14,60 | 0,35 | 0 | 1 |
| Centro Oeste | 180.317.809 | 7,13 | 0,26 | 0 | 1 |
| Setor de atividade | | | | | |
| Agrícola | 180.317.809 | 9,78 | 0,30 | 0 | 1 |
| Outras atividades industriais | 180.317.809 | 0,37 | 0,06 | 0 | 1 |
| Indústria de transformação | 180.317.809 | 6,75 | 0,25 | 0 | 1 |
| Construção | 180.317.809 | 3,08 | 0,17 | 0 | 1 |
| Comércio e reparação | 180.317.809 | 8,42 | 0,28 | 0 | 1 |
| Alojamento e alimentação | 180.317.809 | 1,73 | 0,13 | 0 | 1 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 180.317.809 | 2,16 | 0,15 | 0 | 1 |
| Administração pública | 180.317.809 | 2,31 | 0,15 | 0 | 1 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 180.317.809 | 4,13 | 0,20 | 0 | 1 |
| Serviços domésticos | 180.317.809 | 3,48 | 0,18 | 0 | 1 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 180.317.809 | 1,78 | 0,13 | 0 | 1 |
| Outras atividades | 180.317.809 | 3,29 | 0,18 | 0 | 1 |

Legenda: Renda domiciliar *per capita* maior que zero

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Tabela 16 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar *per capita* >0
(Brasil, 2008)

| Variáveis | Observação | Média | DP | Min | Max |
|---|-------------|-------|------|-----|-----|
| <i>Dummies</i> | | | | | |
| Chefe de família | 183.887.384 | 32,10 | 0,47 | 0 | 1 |
| Homem | 183.887.384 | 48,70 | 0,50 | 0 | 1 |
| Mulher | 183.887.384 | 51,30 | 0,50 | 0 | 1 |
| Branco | 183.887.384 | 48,30 | 0,50 | 0 | 1 |
| Outras cores | 183.887.384 | 51,60 | 0,50 | 0 | 1 |
| Formal | 89.655.105 | 49,00 | 0,50 | 0 | 1 |
| Faixa de SM | | | | | |
| Até 0,5 SM | 183.887.384 | 9,45 | 0,29 | 0 | 1 |
| 0,5 a 0,9 SM | 183.887.384 | 3,30 | 0,18 | 0 | 1 |
| 0,9 A 1,5 SM | 183.887.384 | 15,70 | 0,36 | 0 | 1 |
| 1,5 a 2 SM | 183.887.384 | 5,66 | 0,23 | 0 | 1 |
| Mais de 2 SM | 183.887.384 | 14,30 | 0,35 | 0 | 1 |
| Escolaridade | | | | | |
| Menos de 3 anos | 183.326.181 | 35,10 | 0,48 | 0 | 1 |
| de 4 a 7 anos | 183.326.181 | 24,10 | 0,43 | 0 | 1 |
| de 8 a 10 anos | 183.326.181 | 14,40 | 0,35 | 0 | 1 |
| de 11 a 14 anos | 183.326.181 | 20,70 | 0,41 | 0 | 1 |
| 15 e mais | 183.326.181 | 5,64 | 0,23 | 0 | 1 |
| Região | | | | | |
| Norte | 183.887.384 | 8,23 | 0,28 | 0 | 1 |
| Nordeste | 183.887.384 | 28,30 | 0,45 | 0 | 1 |
| Sudeste | 183.887.384 | 41,70 | 0,49 | 0 | 1 |
| Sul | 183.887.384 | 14,60 | 0,35 | 0 | 1 |
| Centro Oeste | 183.887.384 | 7,25 | 0,26 | 0 | 1 |
| Setor de atividade | | | | | |
| Agrícola | 183.887.384 | 8,62 | 0,28 | 0 | 1 |
| Outras atividades industriais | 183.887.384 | 0,39 | 0,06 | 0 | 1 |
| Indústria de transformação | 183.887.384 | 7,06 | 0,26 | 0 | 1 |
| Construção | 183.887.384 | 3,67 | 0,19 | 0 | 1 |
| Comércio e reparação | 183.887.384 | 8,47 | 0,28 | 0 | 1 |
| Alojamento e alimentação | 183.887.384 | 1,89 | 0,14 | 0 | 1 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 183.887.384 | 2,43 | 0,15 | 0 | 1 |
| Administração pública | 183.887.384 | 2,38 | 0,15 | 0 | 1 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 183.887.384 | 4,49 | 0,21 | 0 | 1 |
| Serviços domésticos | 183.887.384 | 3,44 | 0,18 | 0 | 1 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 183.887.384 | 2,12 | 0,14 | 0 | 1 |
| Outras atividades | 183.887.384 | 3,80 | 0,19 | 0 | 1 |

Legenda: Renda domiciliar *per capita* maior que zero

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Tabela 17 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar *per capita* >0
(Brasil, 2011)

| Variáveis | Observação | Média | DP | Min | Max |
|---|-------------|-------|------|-----|-----|
| Dummies | | | | | |
| Chefe de família | 184.563.454 | 33,00 | 0,47 | 0 | 1 |
| Homem | 184.563.454 | 48,60 | 0,50 | 0 | 1 |
| Mulher | 184.563.454 | 51,40 | 0,50 | 0 | 1 |
| Branco | 184.563.454 | 47,60 | 0,50 | 0 | 1 |
| Outras cores | 184.563.454 | 52,40 | 0,50 | 0 | 1 |
| Formal | 88.528.248 | 55,00 | 0,50 | 0 | 1 |
| Faixa de SM | | | | | |
| Até 0,5 SM | 184.563.454 | 7,27 | 0,26 | 0 | 1 |
| 0,5 a 0,9 SM | 184.563.454 | 3,27 | 0,18 | 0 | 1 |
| 0,9 A 1,5 SM | 184.563.454 | 16,60 | 0,37 | 0 | 1 |
| 1,5 a 2 SM | 184.563.454 | 5,56 | 0,23 | 0 | 1 |
| Mais de 2 SM | 184.563.454 | 14,90 | 0,36 | 0 | 1 |
| Escolaridade | | | | | |
| Menos de 3 anos | 184.220.941 | 33,70 | 0,47 | 0 | 1 |
| de 4 a 7 anos | 184.220.941 | 22,10 | 0,42 | 0 | 1 |
| de 8 a 10 anos | 184.220.941 | 14,80 | 0,36 | 0 | 1 |
| de 11 a 14 anos | 184.220.941 | 22,80 | 0,42 | 0 | 1 |
| 15 e mais | 184.220.941 | 6,57 | 0,25 | 0 | 1 |
| Região | | | | | |
| Norte | 184.563.454 | 8,32 | 0,28 | 0 | 1 |
| Nordeste | 184.563.454 | 28,00 | 0,45 | 0 | 1 |
| Sudeste | 184.563.454 | 41,40 | 0,49 | 0 | 1 |
| Sul | 184.563.454 | 14,70 | 0,35 | 0 | 1 |
| Centro Oeste | 184.563.454 | 7,59 | 0,27 | 0 | 1 |
| Setor de atividade | | | | | |
| Agrícola | 184.563.454 | 7,68 | 0,27 | 0 | 1 |
| Outras atividades industriais | 184.563.454 | 0,37 | 0,06 | 0 | 1 |
| Indústria de transformação | 184.563.454 | 6,12 | 0,24 | 0 | 1 |
| Construção | 184.563.454 | 4,06 | 0,20 | 0 | 1 |
| Comércio e reparação | 184.563.454 | 8,53 | 0,28 | 0 | 1 |
| Alojamento e alimentação | 184.563.454 | 2,33 | 0,15 | 0 | 1 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 184.563.454 | 2,61 | 0,16 | 0 | 1 |
| Administração pública | 184.563.454 | 2,60 | 0,16 | 0 | 1 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 184.563.454 | 4,37 | 0,20 | 0 | 1 |
| Serviços domésticos | 184.563.454 | 3,39 | 0,18 | 0 | 1 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 184.563.454 | 1,81 | 0,13 | 0 | 1 |
| Outras atividades | 184.563.454 | 4,11 | 0,20 | 0 | 1 |

Legenda: Renda domiciliar *per capita* maior que zero

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Tabela 18 - Estatísticas descritivas para a população com rendimento domiciliar *per capita* >0
(Brasil, 2015)

| Variáveis | Observação | Média | DP | Min | Max |
|---|-------------|-------|------|-----|-----|
| <i>Dummies</i> | | | | | |
| Chefe de família | 198.710.642 | 34,80 | 0,48 | 0 | 1 |
| Homem | 198.710.642 | 48,50 | 0,50 | 0 | 1 |
| Mulher | 198.710.642 | 51,50 | 0,50 | 0 | 1 |
| Branco | 198.710.642 | 44,90 | 0,50 | 0 | 1 |
| Outras cores | 198.710.642 | 55,10 | 0,50 | 0 | 1 |
| Formal | 92.482.848 | 57,70 | 0,49 | 0 | 1 |
| Faixa de SM | | | | | |
| Até 0,5 SM | 198.710.642 | 6,42 | 0,25 | 0 | 1 |
| 0,5 a 0,9 SM | 198.710.642 | 4,02 | 0,20 | 0 | 1 |
| 0,9 A 1,5 SM | 198.710.642 | 14,00 | 0,35 | 0 | 1 |
| 1,5 a 2 SM | 198.710.642 | 7,89 | 0,27 | 0 | 1 |
| Mais de 2 SM | 198.710.642 | 14,00 | 0,35 | 0 | 1 |
| Escolaridade | | | | | |
| Menos de 3 anos | 198.276.830 | 29,60 | 0,46 | 0 | 1 |
| de 4 a 7 anos | 198.276.830 | 21,70 | 0,41 | 0 | 1 |
| de 8 a 10 anos | 198.276.830 | 14,90 | 0,36 | 0 | 1 |
| de 11 a 14 anos | 198.276.830 | 25,40 | 0,44 | 0 | 1 |
| 15 e mais | 198.276.830 | 8,48 | 0,28 | 0 | 1 |
| Região | | | | | |
| Norte | 198.710.642 | 8,66 | 0,28 | 0 | 1 |
| Nordeste | 198.710.642 | 27,90 | 0,45 | 0 | 1 |
| Sudeste | 198.710.642 | 41,50 | 0,49 | 0 | 1 |
| Sul | 198.710.642 | 14,30 | 0,35 | 0 | 1 |
| Centro Oeste | 198.710.642 | 7,62 | 0,27 | 0 | 1 |
| Setor de atividade | | | | | |
| Agrícola | 198.710.642 | 6,55 | 0,25 | 0 | 1 |
| Outras atividades industriais | 198.710.642 | 0,35 | 0,06 | 0 | 1 |
| Indústria de transformação | 198.710.642 | 5,49 | 0,23 | 0 | 1 |
| Construção | 198.710.642 | 4,21 | 0,20 | 0 | 1 |
| Comércio e reparação | 198.710.642 | 8,47 | 0,28 | 0 | 1 |
| Alojamento e alimentação | 198.710.642 | 2,30 | 0,15 | 0 | 1 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 198.710.642 | 2,61 | 0,16 | 0 | 1 |
| Administração pública | 198.710.642 | 2,46 | 0,16 | 0 | 1 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 198.710.642 | 5,06 | 0,22 | 0 | 1 |
| Serviços domésticos | 198.710.642 | 3,08 | 0,17 | 0 | 1 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 198.710.642 | 1,98 | 0,14 | 0 | 1 |
| Outras atividades | 198.710.642 | 3,99 | 0,20 | 0 | 1 |

Legenda: Renda domiciliar *per capita* maior que zero

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD/IBGE (abril/2019)

Tabela 19 - Decomposição Índice de Gini (Brasil e regiões 2006/2015)

| | Parcela | G_k | | | R_k | | | ∂G_{ini} | | | | | |
|--------------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------------------|--------|---------|---------|---------|---------|
| | | 2005 | 2008 | 2011 | 2015 | 2005 | 2008 | 2011 | 2015 | 2005 | 2008 | 2011 | 2015 |
| Brasil | RTT | 0,596 | 0,572 | 0,540 | 0,520 | 0,819 | 0,814 | 0,816 | 0,812 | -0,176% | -0,173% | -0,193% | -0,209% |
| | APO | 0,956 | 0,955 | 0,957 | 0,954 | 0,565 | 0,544 | 0,512 | 0,510 | -0,037% | -0,027% | -0,037% | -0,021% |
| | OUT | 0,976 | 0,968 | 0,964 | 0,968 | 0,539 | 0,379 | 0,282 | 0,213 | -0,025% | -0,101% | -0,143% | -0,145% |
| Norte | RTT | 0,574 | 0,547 | 0,551 | 0,516 | 0,766 | 0,767 | 0,790 | 0,780 | -0,262% | -0,243% | -0,235% | -0,266% |
| | APO | 0,966 | 0,964 | 0,966 | 0,966 | 0,549 | 0,468 | 0,492 | 0,467 | -0,003% | -0,070% | -0,052% | -0,050% |
| | OUT | 0,973 | 0,957 | 0,941 | 0,950 | 0,444 | 0,225 | 0,125 | 0,053 | -0,076% | -0,225% | -0,348% | -0,333% |
| Nordeste | RTT | 0,634 | 0,611 | 0,575 | 0,544 | 0,818 | 0,816 | 0,818 | 0,797 | -0,145% | -0,145% | -0,166% | -0,181% |
| | APO | 0,950 | 0,950 | 0,950 | 0,949 | 0,558 | 0,533 | 0,482 | 0,495 | -0,109% | -0,102% | -0,131% | -0,061% |
| | OUT | 0,958 | 0,938 | 0,928 | 0,932 | 0,326 | 0,134 | 0,073 | -0,011 | -0,210% | -0,320% | -0,374% | -0,406% |
| Sudeste | RTT | 0,552 | 0,522 | 0,496 | 0,493 | 0,805 | 0,793 | 0,802 | 0,810 | -0,211% | -0,215% | -0,231% | -0,232% |
| | APO | 0,956 | 0,954 | 0,958 | 0,954 | 0,568 | 0,546 | 0,536 | 0,530 | 0,029% | 0,046% | 0,048% | 0,030% |
| | OUT | 0,982 | 0,980 | 0,981 | 0,983 | 0,658 | 0,498 | 0,451 | 0,450 | 0,083% | -0,003% | -0,019% | -0,016% |
| Sul | RTT | 0,565 | 0,535 | 0,499 | 0,475 | 0,772 | 0,763 | 0,762 | 0,766 | -0,177% | -0,193% | -0,213% | -0,232% |
| | APO | 0,939 | 0,941 | 0,940 | 0,937 | 0,526 | 0,531 | 0,487 | 0,497 | -0,030% | 0,036% | 0,000% | 0,037% |
| | OUT | 0,977 | 0,978 | 0,981 | 0,985 | 0,605 | 0,573 | 0,541 | 0,471 | 0,063% | 0,052% | 0,041% | 0,007% |
| Centro-Oeste | RTT | 0,591 | 0,589 | 0,543 | 0,508 | 0,831 | 0,836 | 0,831 | 0,807 | -0,187% | -0,156% | -0,183% | -0,229% |
| | APO | 0,972 | 0,973 | 0,974 | 0,971 | 0,606 | 0,617 | 0,556 | 0,513 | 0,025% | 0,054% | 0,020% | 0,005% |
| | OUT | 0,981 | 0,977 | 0,973 | 0,978 | 0,590 | 0,537 | 0,426 | 0,407 | 0,007% | -0,018% | -0,051% | -0,042% |

Legenda: G_k : Coeficiente de Gini de cada fonte de renda.

R_k : Como a fonte de renda e a distribuição da renda total estão correlacionadas.

∂G_{ini} : Um aumento de 1% nessa fonte de renda, sendo o restante igual, aumenta o coeficiente de Gini da renda total.

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Tabela 20 - Resultados agregados da decomposição de Oaxaca-Blinder para o logaritmo do salário do trabalho principal dos ocupados (ano A-ano B)

| | 2005-2008 | 2008-2011 | 2011-2015 | 2005-2015 |
|------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Predição A | 6.829*** (0.00271) | 7.003*** (0.00241) | 7.133*** (0.00241) | 6.829*** (0.00267) |
| Predição B | 7.003*** (0.00247) | 7.133*** (0.00247) | 7.237*** (0.00235) | 7.237*** (0.00242) |
| Diferença | -0.174*** (0.00367) | -0.130*** (0.00345) | -0.103*** (0.00337) | -0.407*** (0.00360) |
| Estrutura | -0.163*** (0.00189) | -0.0748*** (0.00183) | -0.0734*** (0.00181) | -0.309*** (0.00197) |
| Composição | -0.0106*** (0.00316) | -0.0556*** (0.00293) | -0.0298*** (0.00288) | -0.0981*** (0.00316) |

Legenda: Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019

Tabela 21 - Decomposição de Oaxaca-Blinder para o logaritmo do salário do trabalho principal dos ocupados- efeito estrutura (ano A ano B)

| | 2005-2008 | 2008-2011 | 2011-2015 | 2005-2015 |
|------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| Até 0,5 SM | -0.0367*** (0.00129) | -0.0120*** (0.000903) | -0.00304*** (0.000816) | -0.0350*** (0.000701) |
| 0,5 a 0,9 SM | -0.0913*** (0.00144) | -0.00413*** (0.000718) | 0.00593*** (0.000811) | -0.0659*** (0.000707) |
| 0,9 a 1,1 SM | -0.126*** (0.00215) | -0.0273*** (0.00159) | 0.0150*** (0.00165) | -0.136*** (0.00119) |
| 1,1 a 1,5 SM | -0.0779*** (0.00211) | 0.0232*** (0.00193) | -0.0466*** (0.00197) | -0.115*** (0.00113) |
| 1,5 a 2 SM | -0.124*** (0.00198) | -0.0115*** (0.00149) | 0.0624*** (0.00184) | -0.123*** (0.00120) |
| Mais de 2 SM | -0.287*** (0.00349) | -0.00414 (0.00329) | -0.00232 (0.00323) | -0.274*** (0.00258) |
| Norte | -0.00292*** (0.000332) | 0.000 (0.000) | 0.00214*** (0.000301) | -0.000745 (0.000458) |
| Nordeste | -0.0108*** (0.00136) | -0.00237* (0.00126) | 0.00697*** (0.00123) | -0.00667*** (0.00134) |
| Sudeste | -0.0180*** (0.00264) | 0.00230 (0.00255) | 0.00939*** (0.00254) | -0.00610** (0.00263) |
| Sul | -0.00783*** (0.00109) | 0.00197* (0.00108) | 0.00362*** (0.00106) | -0.00217** (0.00108) |
| Centro-Oeste | -0.00403*** (0.000398) | 0.000927* (0.000558) | 0.00338*** (0.000399) | 0.000309*** (4.90e-05) |
| Anos de estudo | 0.0485*** (0.00522) | 0.0238*** (0.00518) | 0.0187*** (0.00523) | 0.0929*** (0.00531) |
| Idade | 0.0611* (0.0333) | 0.0852*** (0.0323) | 0.134*** (0.0325) | 0.281*** (0.0337) |
| Idade | -0.0176 (0.0176) | -0.0334* (0.0173) | -0.0537*** (0.0177) | -0.106*** (0.0181) |
| Mulher | -0.00149 (0.00151) | -0.00425*** (0.00152) | -0.00277* (0.00150) | -0.00841*** (0.00151) |
| Branco | 0.00153 (0.00196) | -0.00158 (0.00189) | 0.00265 (0.00180) | 0.00262 (0.00188) |
| Chefe de família | 0.00885*** (0.00233) | -0.00340 (0.00212) | -0.00157 (0.00199) | 0.00357 (0.00220) |
| Formal | 0.00628*** (0.00240) | 0.00281 (0.00253) | -0.000263 (0.00263) | 0.00950*** (0.00254) |
| Setor | -0.000818 (0.00379) | -0.00432 (0.00384) | 0.00413 (0.00392) | -0.00115 (0.00392) |
| Constante | 0.518*** (0.0180) | -0.107*** (0.0168) | -0.231*** (0.0166) | 0.180*** (0.0178) |
| N | 245.355 | 242.560 | 228.853 | 231.648 |

Legenda: Erros padrão robustos entre parênteses

*** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

Fonte: A autora, a partir de dados da PNAD/IBGE, abril/2019