



Scan to know paper details and  
author's profile

# Impact of Minimum Wage on Income Distribution for the Period 2012-2018

*Paulo Henrique de Paula Wollny & Prof. Dra. Vivian Vicente de Almeida*

## ABSTRACT

The goal of this monograph is to measure the impact of minimum wage (MW) on income distribution between 2012 and 2018, whether positive or negative, following the steps adopted by Brito (2015) in chapter III, where the author analyzed the impact of MW on income distribution between 1995 and 2011. For this analysis, we performed the standard Blinder Oaxaca decomposition method (mean) and the method proposed by FFL (2009), where we can use the Blinder-Oaxaca decomposition for other statistics besides mean (such as Gini index, percentiles and interquartile differences), based on the microdata of the Continuous National Sample Survey by Domicile (PNAD Contínua) of the years 2012, 2014, 2016 and 2018 conducted by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), which allows us to analyze the impact of different minimum wage strips on each statistic of our interest for different periods. The decomposition made by these two methodologies allows us to observe the inequality of income caused by the differences in characteristics of the two groups analyzed, in our case, pairs of years (2012-2018, for example). The results of this work show us that the minimum wage generally contributed to reduce inequality between 2012 and 2014, and especially between 2016 and 2018, but between 2014 and 2016, the minimum wage contributed to increase inequality. This contribution to increasing inequality between 2014 and 2016 can be explained by the reduction of income in the lower tail of the distribution plus the increase of income in the upper tail. As for the whole period between 2012 and 2018, both the direct effect of the minimum wage (captured by the strip from 0.9 to 1.1 MW) and the expanded effect (from 0.5 to 1.5 MW), which considers possible spillovers and cash effects, contributed to increasing inequality of income in Brazil..

**Keywords:** minimum wage, income distribution, inequality, decomposition, Blinder-Oaxaca.

**Classification:** JEL Code: J31, D31, J38

**Language:** English



Great Britain  
Journals Press

LJP Copyright ID: 146455

Print ISSN: 2633-2299

Online ISSN: 2633-2302

London Journal of Research in Management & Business

Volume 25 | Issue 5 | Compilation 1.0





# Impact of Minimum Wage on Income Distribution for the Period 2012-2018

Paulo Henrique de Paula Wollny<sup>a</sup> & Prof. Dra. Vivian Vicente de Almeida<sup>b</sup>

## RESUMO

O objetivo desta monografia é mensurar o impacto do salário mínimo (SM) na distribuição de renda entre 2012 e 2018, seja ele positivo ou negativo, seguindo os passos adotados por Brito (2015) no capítulo III, onde a autora analisou o impacto do SM na distribuição de renda entre 1995 e 2011. Para tal análise, realizamos o método de decomposição de Oaxaca-Blinder padrão (média) e o método proposto por FFL (2009), onde podemos utilizar a decomposição de Oaxaca-Blinder para outras estatísticas além da média (como índice de Gini, percentis e diferenças interquantílicas), com base nos microdados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios Contínua (PNAD Contínua) dos anos 2012, 2014, 2016 e 2018 realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o que nos permite analisar o impacto das diferentes faixas de salário mínimo em cada estatística de nosso interesse para os diferentes períodos. A decomposição feita por estas duas metodologias nos possibilita observar a desigualdade de renda causada pelas diferenças nas características dos dois grupos analisados, no nosso caso, pares de anos (2012-2018, por exemplo). Os resultados deste trabalho nos mostram que o salário mínimo, em geral, contribuiu para reduzir a desigualdade entre 2012 e 2014 e, principalmente entre 2016 e 2018, porém, entre 2014 e 2016, o salário mínimo contribuiu para aumentar a desigualdade. Esta contribuição para aumentar a desigualdade entre 2014 e 2016 pode ser explicada pela redução da renda na cauda inferior da distribuição somada ao aumento da renda na cauda superior. Já para o período completo, ou seja, entre 2012 e 2018, tanto o efeito direto do salário mínimo (captado pela faixa de 0,9 a 1,1 SM) quanto o efeito expandido (de 0,5 a 1,5 SM),

que considera possíveis spillovers e efeitos de numerário, contribuíram para aumentar a desigualdade de renda no Brasil.

**Palavras-chave:** salário mínimo, distribuição de renda, desigualdade, decomposição, Oaxaca Blinder.

## ABSTRACT

The goal of this monograph is to measure the impact of minimum wage (MW) on income distribution between 2012 and 2018, whether positive or negative, following the steps adopted by Brito (2015) in chapter III, where the author analyzed the impact of MW on income distribution between 1995 and 2011. For this analysis, we performed the standard Blinder Oaxaca decomposition method (mean) and the method proposed by FFL (2009), where we can use the Blinder-Oaxaca decomposition for other statistics besides mean (such as Gini index, percentiles and interquartile differences), based on the microdata of the Continuous National Sample Survey by Domicile (PNAD Contínua) of the years 2012, 2014, 2016 and 2018 conducted by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), which allows us to analyze the impact of different minimum wage strips on each statistic of our interest for different periods. The decomposition made by these two methodologies allows us to observe the inequality of income caused by the differences in characteristics of the two groups analyzed, in our case, pairs of years (2012-2018, for example). The results of this work show us that the minimum wage generally contributed to reduce inequality between 2012 and 2014, and especially between 2016 and 2018, but between 2014 and 2016, the minimum wage contributed to increase inequality. This contribution to increasing inequality between 2014 and 2016 can be explained by the reduction

*of income in the lower tail of the distribution plus the increase of income in the upper tail. As for the whole period between 2012 and 2018, both the direct effect of the minimum wage (captured by the strip from 0.9 to 1.1 MW) and the expanded effect (from 0.5 to 1.5 MW), which considers possible spillovers and cash effects, contributed to increasing inequality of income in Brazil.*

**Keywords:** minimum wage, income distribution, inequality, decomposition, Blinder-Oaxaca.

## I. INTRODUÇÃO E MOTIVAÇÃO

A teoria econômica postula uma relação entre a política de salário mínimo e o nível de desemprego. A primeira relação foca no aumento do primeiro tendo aumento no segundo. Contudo essa relação não é única pois há indícios de uma relação inversa. Um ponto que merece destaque é a utilização do mínimo como atenuante na redução da desigualdade na distribuição de renda.

A desigualdade no Brasil afeta grande parte da população brasileira, tendo mais impacto nas regiões Norte e Nordeste do país, as quais costumam apresentar os piores IDH's (Índice de Desenvolvimento Humano) do Brasil. O Brasil é um país que costuma ter um PIB relativamente alto, porém, ainda é um dos que tem o maior nível de desigualdade no mundo. Segundo um relatório da ONU divulgado em julho de 2010, algumas das principais causas da desigualdade são: a falta de acesso à educação de qualidade; política fiscal injusta; baixos salários; e dificuldade de acesso aos serviços básicos (como saúde, transporte público e saneamento básico). Algumas das consequências da desigualdade no Brasil podem ser observadas pela quantidade de favelas, pobreza, desemprego e violência.

De acordo com o Portal Brasil, o salário mínimo surgiu no Brasil em meados de 1930, mas foi com Getúlio Vargas, em 1951, que o SM passou a ser mais relevante com um decreto que garantia reajustes dos seus valores com maior frequência, os quais, inclusive, afetavam positivamente o seu poder de compra. Com os anos, o SM foi perdendo sua relevância, como podemos ver com a

hiperinflação brasileira. Porém, foi com a estabilização dos preços em 1994 (Plano Real) que o salário mínimo teve seu poder de compra recuperado significativamente desde a década de 50.

Além de servir como piso para pensões, aposentadorias e políticas sociais como o Benefício de Prestação Continuada (BPC), as quais são, muitas vezes, as únicas fontes de renda de algumas famílias, o salário mínimo também funciona como um “farol” (por isso o chamado “efeito farol” na literatura) para outras remunerações, isto é, ajuda a determinar a renda em atividades informais e ajuda em negociações salariais entre empregados e empregadores. A respeito da renda, esta é a soma de todos os ganhos financeiros recebidos, como salário, pensão, aposentadoria, entre outros.

Aumentos no mínimo tendem a beneficiar aqueles com remunerações próximas ao SM, portanto, quanto mais pobres forem os beneficiados por tais aumentos, maior deverá ser o impacto desses aumentos sobre a pobreza. Porém, seus efeitos são limitados no combate à pobreza e já existem estudos (como Afonso et al. (2011), por exemplo) que comprovam uma redução da efetividade de aumentos reais do SM para reduzir a pobreza, mas não seu esgotamento. Atualmente, o salário mínimo continua não sendo suficiente para atender as necessidades básicas (como moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, roupas, higiene e transporte) de uma família de quatro pessoas. Segundo uma estimativa do Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (DIEESE), em dezembro de 2018, o valor ideal para sustentar uma família de quatro pessoas era de R\$3960,57, sendo que o salário mínimo de 2018 era de R\$954, ou seja, 4,15 vezes menor que o necessário para o sustento.

A tabela abaixo (tabela 1) traz os valores do salário mínimo real, índice de Gini, percentis 10, 50 e 90 para cada subperíodo, bem como suas variações.

*Tabela 1:* Salário mínimo real, Índice de Gini e Percentis 10, 50 e 90 – 2012-2018

	2012	2014	2016	2018
SM real (em R\$ de 2018)	898,70	933,12	959,49	954,00
Índice de Gini*	0,4748	0,4709	0,4606	0,4699
Percentil 10*	627,04	723,58	687,89	671,86
Percentil 50*	1279,28	1257,99	1390,01	1423,76
Percentil 90*	3847,45	3751,38	4118,14	4154,03
<b>Variação</b>	<b>2014-2012</b>	<b>2016-2014</b>	<b>2018-2016</b>	<b>2018-2012</b>
SM real	3,83%	2,83%	-0,57%	6,15%
Índice de Gini	-0,83%	-2,17%	2,01%	-1,03%
Percentil 10	15,40%	-4,93%	-2,33%	7,15%
Percentil 50	-1,66%	10,49%	2,43%	11,29%
Percentil 90	-2,50%	9,78%	0,87%	7,97%

\*Para o rendimento do trabalho principal (ocupados com 40 horas por semana) em R\$ de 2018.

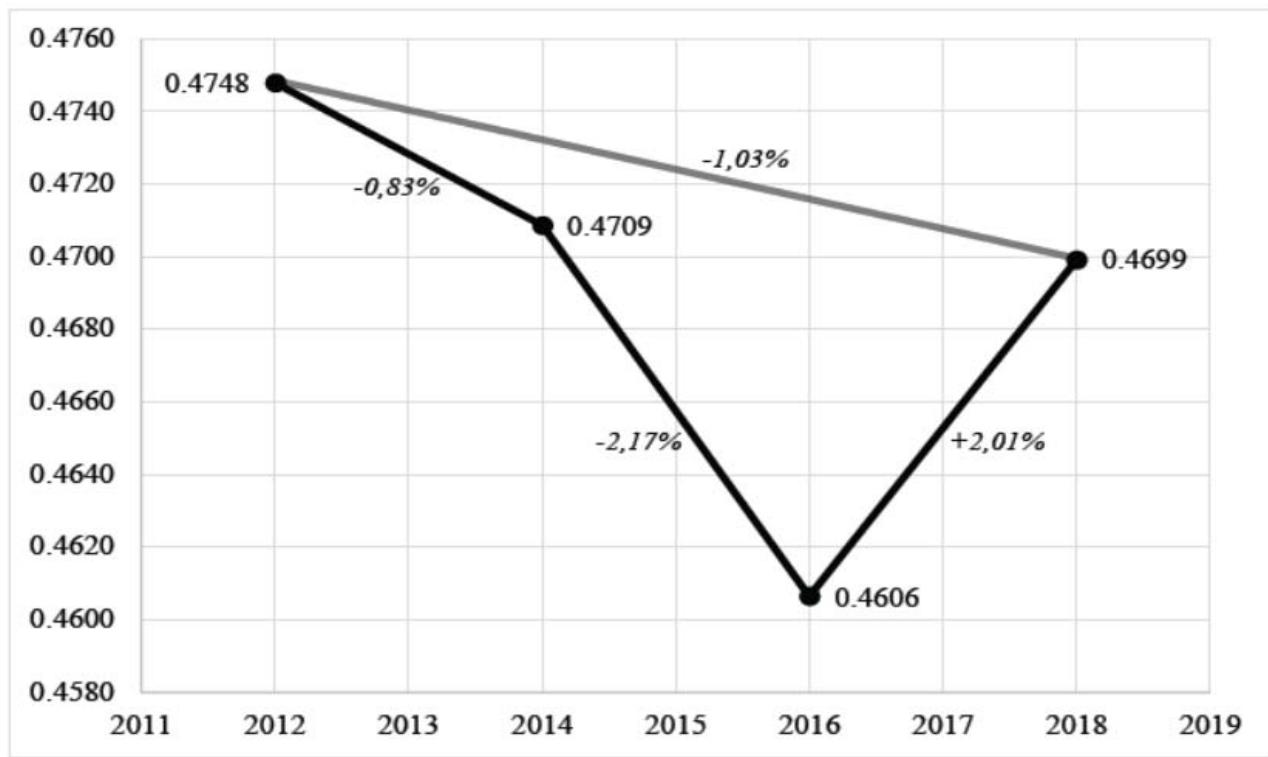
Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

O salário mínimo real teve um aumento de 6,15% entre 2012 e 2018, passando de R\$898,70 para R\$954,00.

Analizando apenas a distribuição de rendas no trabalho principal para os ocupados com pelo menos 40 horas semanais de trabalho, vemos que os percentis 10, 50 e 90 aumentaram entre 2012 e 2018 (7,15%, 11,29% e 7,97%, respectivamente). Observamos também, uma redução no índice de Gini entre 2012 e 2018, de 0,4748 para 0,4699, uma diminuição de 1,03% na desigualdade de rendas.

Ao olharmos para os subperíodos, vemos que enquanto o salário mínimo real se valoriza (de 2012 a 2016), o índice de Gini para o rendimento do trabalho principal para os ocupados com pelo menos 40 horas semanais se reduz, e quando o salário mínimo real diminui (2016- 2018), o Gini aumenta. Esta tendência do comportamento entre o SM real e o índice de Gini também foi observada por Brito (2015) entre 1995 e 2011.

O gráfico abaixo (gráfico 1) ilustra o comportamento do índice de Gini para o rendimento do trabalho principal para os ocupados com jornadas de pelo menos 40 horas por semana ao longo do período, trazendo também sua variação em cada subperíodo.



Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria

*Gráfico 1:* Índice de Gini e sua variação – 2012-2018

Analisando alguns dos resultados mais importantes que encontramos para o período de 2012 a 2018, vemos que o salário mínimo exato teve um efeito concentrador (aumentando a desigualdade) de -86,5% no índice de Gini, onde -134,8% são do efeito composição e 48,3% do estrutura. Entretanto, ao considerarmos um efeito expandido do SM, isto é, considerando também possíveis *spillovers* do salário mínimo e efeitos de numerário, o efeito também seria concentrador em -109,7%, dos quais -139,3% se devem ao efeito composição e 29,6% ao efeito estrutura.

Esta monografia está organizada em 6 seções além desta introdução e motivação. Na primeira seção, apresentamos os nossos objetivos com esta monografia. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura, dividida em duas, nacional e internacional, sobre temas relacionados ao nosso (desigualdade e salário mínimo). A terceira seção explica a base de dados e a metodologia utilizada para mensurar o impacto do salário mínimo na distribuição de rendas do trabalho principal. A quarta seção traz as estatísticas descritivas das variáveis que foram utilizadas nas decomposições,

para captar as mudanças ocorridas na força de trabalho entre 2012 e 2018. A quinta seção apresenta os resultados das decomposições feitas, evidenciando os efeitos composição (parte explicada pelas características dos grupos observados) e estrutura (parte não explicada, ou seja, diferenças na reação às características entre os grupos) na distribuição de rendas do trabalho. Assim como Brito (2015), analisamos a média, o índice de Gini, os percentis 10, 50 e 90 e as diferenças inter quantílicas 90-10 e 50-10 para o efeito composição, já para o efeito estrutura, analisamos apenas o índice de Gini, visto que os resultados não são tão óbvios e apresentam uma certa dificuldade para interpretações. Por último, trazemos a conclusão.

## II. OBJETIVOS

Esta monografia tem dois objetivos, o primeiro é tentar servir de “continuação” para o capítulo III de Brito (2015), no qual a metodologia que a autora utilizou foi a decomposição de Oaxaca-Blinder (a qual capta as diferenças médias no logaritmo dos salários entre grupos, dividindo

o diferencial em duas partes, a explicada (efeito composição) e a não explicada (efeito estrutura) por fatores que costumam definir os salários) com dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) para identificar o impacto do salário mínimo na queda da desigualdade de salários no Brasil para o período de 1995 a 2011, dividindo em quatro subperíodos, cada um representando um governo, os quais foram: 1995 a 1998 (primeiro FHC), 1998 a 2002 (segundo FHC), 2002 a 2006 (primeiro Lula) e 2006 a 2011 (segundo Lula). Este primeiro objetivo, consequentemente nos leva ao segundo: utilizar a mesma metodologia que a autora (decomposição de Oaxaca-Blinder para a média, índice de Gini, percentis 10, 50 e 90 e diferenças inter quantílicas 90-10 e 50-10) com dados da PNAD Contínua para identificar o impacto do salário mínimo na distribuição de renda no Brasil para o período de 2012 a 2018, dividindo em três subperíodos: 2012 a 2014, 2014 a 2016 e 2016 a 2018.

### III. REVISÃO DA LITERATURA

É quase um consenso na literatura a relevância do salário mínimo na desigualdade de rendimentos do trabalho, seja aumentando ou reduzindo. Além de também poder ser usado como piso para políticas sociais (como a previdência e o Benefício de Prestação Continuada (BPC) no Brasil) o que, segundo Brito (2015), comprovam o papel do salário mínimo na redução da desigualdade. Porém, existem outros fatores que podem contribuir para a desigualdade, positivamente ou negativamente (como diferenças salariais de acordo com o grau educacional, raça e sexo).

Para analisar os principais estudos relativos à desigualdade de renda e ao efeito do salário mínimo, esta revisão de literatura está dividida em duas seções. Na seção 3.1 há um resumo dos principais estudos relativos à desigualdade de renda e ao efeito do salário mínimo na literatura internacional. Já a seção 3.2 refere-se aos principais estudos sobre os assuntos em questão na literatura nacional.

#### 3.1. Literatura Internacional

Card e Krueger (1994), para avaliar o impacto da lei de aumento do salário mínimo em Nova Jersey, 1992, na qual o mínimo passou de US\$4,25 para US\$5,05 por hora, entrevistaram 410 restaurantes de *fast-food* em *New Jersey* e no leste da *Pennsylvania* antes e depois do aumento. Após realizarem comparações no crescimento do emprego nas lojas de *New Jersey* e *Pennsylvania* e compararem as mudanças de emprego nas lojas de *New Jersey* que inicialmente pagavam salários acima de US\$5,00 com as mudanças nas lojas de salários mais baixos, não encontraram impressões de que o aumento no salário mínimo reduzisse o emprego.

Neumark, Schweitzer e Wascher (2000), com o objetivo de aprimorar o corpo de pesquisa existente, fornecem evidências de um vasto conjunto de margens ao longo das quais os mercados de trabalho podem se ajustar em reação a aumentos no salário mínimo. As evidências indicam que aqueles trabalhadores que inicialmente ganhavam próximo do mínimo são afetados negativamente pelo aumento do mínimo, enquanto aqueles com salários mais altos são afetados em baixa escala (como já era de se esperar). Além disso, também adentraram a política econômica do salário mínimo, a fim de entender o forte apoio dos sindicatos à aumentos do mínimo. Utilizando a mesma estrutura empírica, descobriram que, quando o mínimo aumentava, os trabalhadores sindicalizados de salários relativamente baixos ganhavam às custas dos não sindicalizados de salários menores.

Fields e Kanbur (2005), a fim de contribuírem com a teoria básica do salário mínimo, de que, em um mercado de trabalho competitivo, a introdução de um mínimo acima do salário de equilíbrio competitivo causará desemprego, fizeram duas análises. Primeiro, analisaram os efeitos de um mínimo alto em termos de pobreza ao invés de desemprego. Segundo, estenderam o modelo básico da literatura para permitir a transferência de renda entre os empregados e desempregados. Com isso, constataram que há situações em que um mínimo mais alto aumenta a pobreza, outras onde reduz a pobreza e outras onde a pobreza

permanece inalterada. Por fim, concluíram que mudar a perspectiva de desemprego para pobreza leva a um grande enriquecimento da teoria do salário mínimo.

Lemieux (2007), para descobrir o porque do crescimento da desigualdade ter sido mais centralizado na cauda superior da distribuição salarial nos últimos 15 anos, analisou os desenvolvimentos recentes na literatura sobre desigualdade salarial. Muitas são as causas discutidas para o crescimento da desigualdade salarial, não só nos Estados Unidos mas em outros países desenvolvidos também. Concluiu que são três as explicações mais promitentes para tal crescimento da desigualdade salarial: a dessindicalização, o constante aumento da remuneração por performance e as mudanças na demanda relativa pelos tipos de atividades realizadas pelos trabalhadores em ocupações com altos salários.

Stewart (2011), procurando investigar possíveis efeitos de *spillover* no salário mínimo do Reino Unido (visto que a desigualdade na metade inferior da distribuição de salários parou de crescer desde meados dos anos 90 e que a desigualdade na metade superior continua crescendo, sugerindo a existência de efeitos do mínimo e efeitos de *spillover* em salários acima do mínimo), analisou as variações salariais individuais usando um estimador de *diff-in-diff* e uma especificação que envolve comparações de *cross-uprating*, concluindo que não houve *spillovers* do mínimo. Como o mínimo no Reino Unido sempre esteve abaixo do 10º percentil, essa falta de *spillovers* indica que as mudanças do mínimo não afetaram a medida de desigualdade na razão 50:10 (valor do 50º percentil sobre o valor do 10º percentil) na metade inferior da distribuição salarial.

Pelek (2013) investigou o efeito do salário mínimo na distribuição salarial, mais especificamente a desigualdade de salário na Turquia, decompondo as diferenças salariais e as mudanças na desigualdade salarial antes e após o forte aumento do salário mínimo em 2004. Utilizou uma abordagem não paramétrica de reponderação para decompor os efeitos do aumento do salário

mínimo, assim como outros elementos que podem ter tido efeito na distribuição salarial. Seus principais resultados comprovaram que o salário mínimo teve um papel primordial para a queda da desigualdade salarial entre homens e mulheres entre 2003 e 2005 na Turquia.

Autor, Manning, e Smith (2016), para reavaliarem os efeitos do salário mínimo na desigualdade de renda nos EUA, usaram dados de décadas adicionais e uma estratégia de *IV* (Variáveis Instrumentais) que levanta possíveis vieses em trabalhos anteriores. Descobriram que o salário mínimo reduz a desigualdade na cauda inferior da distribuição de salários, ainda que seja consideravelmente menor que estimativas anteriores, sugerindo que o aumento da desigualdade na cauda inferior após 1980 reflete essencialmente as mudanças subjacentes na estrutura dos salários, ao invés de uma revelação da desigualdade latente. Esses efeitos salariais se estendem a percentis onde o mínimo não é nominalmente vinculativo, resultando em *spillovers*.

Karakitsios e Matsaganis (2018), com o conhecimento de que o salário mínimo é considerado uma ferramenta redistributiva, apesar de existirem duvidas a respeito de sua eficiência devido ao potencial efeito negativo no emprego (desemprego), procuraram estudar a capacidade redistributiva do salário mínimo por meio de técnicas de micro simulação e sob diversos cenários de elasticidade do emprego. Obtiveram resultados que indicam a possibilidade de um efeito do salário mínimo de redução da pobreza mesmo na presença de um efeito de desemprego. Contudo, esse efeito do salário mínimo é limitado, pois a elasticidade do emprego é mais negativa. Do mesmo modo, quando se aumenta o salário mínimo, a desigualdade diminui, mas o efeito redistributivo é mais fraco quando causa desemprego. Tendo conhecimento disso, as políticas de salário mínimo devem ser usadas cautelosamente e sempre levando em consideração qualquer impacto possível no emprego.

### 3.2. Literatura Nacional

Hoffmann (1998), a fim de estudar a desigualdade e pobreza no Brasil para o período de 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo (SM), utilizou dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) para analisar a distribuição de renda entre famílias e entre pessoas economicamente ativas no Brasil, evidenciando a evolução de algumas medidas de desigualdade e pobreza para o período estudado. Constatou-se que as variações no grau de pobreza têm relação com as variações na renda média e na desigualdade, além disso, o resultado mostra que a desigualdade da distribuição de renda aumenta com a inflação e tem uma relação negativa com o valor real do SM.

Ramos e Vieira (2001) contribuíram para a concepção de iniciativas de políticas públicas destinadas a diminuir as desigualdades (visto que a demanda por estas era crescente), através de dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) para os anos 80 e 90 e identificaram os principais determinantes da assimetria da estrutura de rendimentos no mercado de trabalho. O resultado principal mostra que a heterogeneidade educacional junto com os diferenciais de remuneração relacionados à escolaridade são os grandes responsáveis tanto para explicar a desigualdade de rendimentos quanto o seu crescimento no período analisado (décadas de 80 e 90).

Soares (2002) estimou o impacto de mudanças no valor do salário mínimo (SM) sobre a distribuição dos rendimentos individuais do trabalho utilizando duas abordagens complementares. A primeira foi o uso de estimadores não-paramétricos (Kernel), com largura de banda de 0,08 e dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) após o Plano Real. Os resultados desta primeira abordagem mostram que aproximadamente 10% dos ocupados ganham valores próximos do SM e, apesar de inferior aos 15% que ganham menos que um SM, os gráficos sugerem que há um efeito significativo sobre a distribuição dos rendimentos. A segunda abordagem foi usar uma série de grupos de comparação para estimar a elasticidade dos

rendimentos de cada centésimo de renda com relação a aumentos no SM, usando dados das Pesquisas Mensais de Emprego (PMEs) após o Plano Real. Apesar das metodologias usadas serem imperfeitas, todas chegaram a resultados parecidos: a elasticidade da renda com relação ao SM seria pequena (aprox. 0,2) para os centésimos inferiores da distribuição de renda, maior (aprox. 0,6) para os centésimos onde as pessoas ganham o SM antes do aumento e, por fim, reduz para zero para os dois quintos superiores da distribuição de renda. O resultado final é que apesar de o SM ter efeito redistributivo, este não é grande.

Ulyssea e Foguel (2006) fizeram uma revisão da literatura referente aos impactos do salário mínimo (SM) sobre o mercado de trabalho brasileiro, evidenciando trabalhos produzidos posteriormente e, além disso, ampliaram e atualizaram esses trabalhos. Os autores focaram em dois temas principais: o impacto do SM sobre a distribuição dos salários; e o impacto do SM sobre as variáveis de emprego. Partindo dos resultados dos trabalhados explorados, foi possível reproduzir algumas observações gerais a respeito dos efeitos do SM sobre o mercado de trabalho brasileiro: *a)* há uma conformidade de que o SM tem efeito na redução da desigualdade na distribuição de salários; *b)* o SM aparenta ter efeito negativo, porém em menor escala, sobre o emprego; *c)* os impactos negativos parecem ocorrer mais vigorosamente sobre o setor informal, mesmo sendo de pequena intensidade; e *d)* evidências anteriores indicam que o SM tem efeito expressivo sobre a probabilidade de se mudar do emprego formal para o informal.

Saboya (2007), testou a contribuição do salário mínimo para a melhoria da distribuição de renda utilizando dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) do período 1995-2005. A partir da PNAD, foram usados dados de rendimentos do trabalho, pensões e aposentadorias oficiais, além do Benefício de Prestação Continuada (BPC), representando quase todos os rendimentos observados pela PNAD, onde o SM possui grande influência. A partir de um conjunto de simulações para a distribuição de renda, chegou-se a um resultado que confirma a importância do SM na diminuição das

desigualdades de rendimentos no período, atribuindo 64% da melhoria no período ao crescimento do SM.

Menezes-Filho e Rodrigues (2009), para analisarem o efeito do salário mínimo na distribuição salarial do Brasil entre 1981 e 1999, utilizaram uma abordagem semiparamétrica. Verificaram os efeitos de outros três fatores além do salário mínimo, com o objetivo de comparar a importância de cada um na evolução da desigualdade brasileira. Para obter os efeitos de cada um dos fatores, foram utilizados dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) e um estimador não paramétrico (Kernel) da densidade dos salários com pesos apropriados, a fim de conseguir uma representação visual clara do impacto de cada um dos fatores. Os resultados indicam que o salário mínimo tem efeitos importantes sobre a desigualdade brasileira.

Cunha e Vasconcellos (2012), com o objetivo de investigar a evolução da desigualdade na distribuição dos salários no mercado de trabalho brasileiro, realizaram uma decomposição dessa desigualdade, a qual indicou que a heterogeneidade educacional explica boa parte da desigualdade total. A queda da desigualdade na distribuição dos salários pode ser explicada principalmente pela redução dos diferenciais de salários entre os níveis educacionais. Sob outra perspectiva, o aumento da desigualdade salarial no país tem sido contribuído pela ampliação do mercado de trabalho formal. Por último, mesmo verificando-se queda na dispersão dos salários entre os fatores observados, evidências indicam aumento na parcela atribuída aos fatores não observados. Medeiros et al. (2014) estudaram o nível e a evolução da desigualdade de renda entre adultos brasileiros para o período de 2006 a 2012 combinando dados tributários da Declaração Anual de Ajuste do Imposto de Renda da Pessoa Física (DIRPF) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para construir uma distribuição completa da renda total entre adultos, aplicaram interpolações de Pareto para chegar à distribuição dentro dos estratos, testaram e compararam os resultados à PNAD, à Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e aos dados do Questionário da Amostra do Censo

(Censo). Chegando a um resultado de que a desigualdade de renda no Brasil, além de ser mais alta do que se esperava, permaneceu estável entre 2006 e 2012. Por fim, apesar de ter havido crescimento da renda no período, os mais ricos absorveram a maior parte desse.

Brito (2015) procurou, usando a decomposição de Oaxaca-Blinder, analisar o papel distributivo do salário mínimo como piso de aposentadorias e pensões no papel distributivo da renda. Seus resultados indicam o efeito direto da política de salário mínimo caracterizado pela faixa de 0,9 a 1,1, desconcentrador em 22,1%. Outro resultado relevante foi o efeito expandido do salário mínimo, na faixa de 0,5 a 1,5, de possíveis vazamentos da política de piso salarial e efeitos de numerário. Por último, analisando a desigualdade de rendimento domiciliar *per capita* entre 1995 e 2013, chegou-se a um efeito global do salário mínimo em média de 72,4% com destaque para previdência, mercado de trabalho e o Benefício de Prestação Continuada (BPC).

Saboya e Hallak Neto (2018) procuraram estimar os efeitos da atual política de reajuste do salário mínimo (SM) na melhoria da distribuição de renda por meio do cálculo das elasticidades dos rendimentos em relação ao SM, visto que este vem sofrendo um forte processo de crescimento no Brasil há vários anos. Através das simulações realizadas, Saboya e Neto chegaram a um resultado de que o SM foi um grande contribuinte nos últimos anos, contribuindo tanto pelo mercado de trabalho quanto através das pensões, aposentadorias e outras transferências oficiais.

## IV. METODOLOGIA

### 4.1. Base de dados

Como dito na seção dos objetivos, utilizaremos a decomposição de Oaxaca-Blinder. Para fazermos tais decomposições utilizaremos os microdados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios Contínua (PNAD Contínua) para os anos de 2012, 2014, 2016 e 2018.

Decidimos utilizar a PNAD Contínua pois a PNAD foi descontinuada e por ser a pesquisa com a

maior amplitude geográfica disponível no país, visto que leva em conta o Brasil inteiro, além de considerar os setores formal e informal. E ainda, de acordo com o IBGE, a pesquisa é feita anualmente, considerando características gerais da população, como educação, trabalho e rendas.

A escolha dos períodos a serem analisados se baseou não só no “complementar” de Brito (2015), mas também no fato de que a PNAD Contínua começa sua série em 2012, o que a torna uma base relativamente nova. Além disso, a divisão dos subperíodos (2012-2014, 2014-2016, 2016-2018) também advém das mudanças de políticas entre o período completo, isto é, governos Dilma e Temer.

A amostra utilizada é composta por ocupados maiores de 14 anos com jornadas de trabalho de pelo menos 40 horas semanais (média de 8 horas por dia). Para cada ano, a amostra possui, em média, 124 mil observações.

#### 4.2. Método

Utilizaremos a decomposição de Oaxaca-Blinder (Blinder 1973; Oaxaca, 1973), a qual é comumente

$$E(W_H) - E(W_M) = [E(X_H) - E(X_M)]\hat{\beta}_H + (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M)E(X_M) \quad (2)$$

Onde)  $E(W)$  é o valor esperado (média) das variáveis explicativas de cada grupo.

Substituindo)  $E(W)$  eE ( $X$ ) por  $W$  e  $x$  respectivamente, podemos simplificar a equação (2) da seguinte forma:

$$\bar{W}_H - \bar{W}_M = (\bar{X}_H - \bar{X}_M)\hat{\beta}_H + (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M)\bar{X}_M \quad (3)$$

Desta forma, podemos decompor o diferencial médio dos rendimentos entre os dois grupos em duas partes, uma explicada pelas características (efeito composição) e outra referente a diferenças na retribuição às características entre os grupos (efeito estrutura).

Como dito anteriormente, utilizaremos a decomposição de Oaxaca-Blinder para decompor as diferenças médias do logaritmo da renda do trabalho principal em uma parte explicada pela formação dos grupos, que, assim como em Brito (2015), serão os anos, e outra parte (a não

utilizada para estudar diferenciais de salários entre grupos no mercado de trabalho, onde uma parte refere-se à diferentes características entre grupos (como educação e idade) e a outra parte refere-se às diferenças entre os grupos (não explicadas), como discriminação, por exemplo.

Para exemplificar, suporemos uma análise do diferencial salarial entre homens e mulheres. Neste caso, temos que  $!.$  é o logaritmo do salário e  $s$  é o sexo. Desta forma, o salário seria determinado por:

$$W_s = X_s\beta_s + \varepsilon_s, E(\varepsilon_s | X_s) = 0 \text{ e } s \in (H, M) \quad (1)$$

Em que  $X_s$  é a matriz de características pessoais do indivíduo (fatores observáveis),  $\beta_s$  é a matriz de coeficientes das características e  $\varepsilon_s$  é o conjunto de fatores aleatórios (não observáveis). H refere-se aos homens e M às mulheres.

Na decomposição de Oaxaca-Blinder, podemos escrever a diferença média dos salários entre homens e mulheres da seguinte forma:

explicada) referente ao efeito estrutura. Além disso, como estamos tentando continuar com o trabalho feito pela autora, também realizaremos a decomposição para o índice de Gini, percentis 10, 50 e 90 e diferenças inter quantílicas 90-10 e 50-10.

Para decompor o índice de Gini e os percentis, faremos como Brito (2015) e usaremos o método sugerido por FFL (2009), que serve para outras medidas além da média. Tal método utiliza a função influência recentrada (RIF) da estatística de interesse (no nosso caso, Gini, percentis e diferenças inter quantílicas) como variável dependente.

Seguindo a metodologia adotada por Brito (2015), temos a função influência (IF) que reflete a influência de uma observação individual sobre a estatística de interesse. Usando  $y$  como a variável de análise,  $v$  como a estatística de interesse de  $y$  e  $F$  como a função distribuição acumulada de  $y$ ,

assim como Brito (2015) fez, temos que:

$$\langle = (\rangle : @, =) = \lim_{D \rightarrow F} (@(=_D) - @(=)) |_0, \text{ onde } =_D(\rangle) = (1 - o) = + oH_I, 0 \leq o \leq 1 \text{ e } H_D \quad (4)^1$$

é a medida de probabilidade que coloca a massa 1 no valor y.

A versão recentrada da função influência RIF ( $y; v$ ) é obtida pela soma entre a estatística de interesse e a influência IF:

$$RIF(y; v) = v(F) + IF(y; v) \quad (5)^2$$

Assim como Brito (2015), estamos focando nas diferenças entre dois períodos, o ano A e o ano B, por exemplo. Portanto, fazendo como FFL (2011), para um indivíduo  $i$ , consideremos a renda que seria obtida no ano A ( $Y_{oi}$ ) e no ano B ( $Y_{ti}$ ). Para

cada indivíduo  $i$  constatamos o salário  $Y_i = Y_{oi}(1 - T_i) + Y_{ti}T_i$ , onde  $T_i = 1$  se o indivíduo é observado no ano B e  $T_i = 0$  se o indivíduo é observado no ano A.

Se  $\Delta^v$  é a diferença total entre A e B da estatística de interesse  $v$  (variância como exemplo), ao subtrairmos e somarmos o termo contrafactual  $v(F_{Y_1|T=0})$  (variância ao ter características  $X$  do ano A e retornos  $\beta$  & do ano B), do mesmo modo que Brito (2015) fez, teremos que:

$$\Delta^v = v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=0}) + v(F_{Y_1|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1}) \quad (6)$$

Onde  $\Delta_S^v = v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=0})$  efeito estrutura (diferença no retorno)

$\Delta_X^v = v(F_{Y_1|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1})$  X é o efeito composição (diferença em características).

Segundo Brito (2015), encontrar  $v(F_{Y_1|T=0})$  pode ser um problema, ou seja, a estatística de interesse contrafactual dos indivíduos observados no ano A que estariam com retornos do ano B. Ainda segundo a autora, a metodologia proposta por FFL estima este termo não parametricamente, “[...] e permite a separação de diferentes covariadas no efeito total, estrutura e composição para qualquer estatística de interesse ao usar uma regressão quantílica incondicional da função influência recentrada de Y sobre as variáveis explicativas X.” (BRITO, 2015, p. 55).

Conforme destacado por Brito (2015), este método é vantajoso pois nos permite decompor para quaisquer que sejam as estatísticas de interesse, diferente da Oaxaca-Blinder padrão, que só nos permite decompor para a média, e também nos permite identificar ambos os efeitos composição e estrutura para cada covariada, independente de como foram ordenadas, isto é, sua ordem não tem impacto no resultado final da decomposição.

#### 4.3. Variáveis do modelo

Neste trabalho, analisaremos o rendimento mensal do trabalho principal. Além disso, o SM ainda tem um efeito numerário na essência de que os trabalhadores podem receber múltiplos de seu valor como remuneração mensal.

Para captar tanto o efeito numerário quanto *spillovers* (vazamentos do efeito de reajuste do piso para remunerações em torno dele), fizemos como Brito (2015) e criamos faixas de SM para o rendimento. Assim, a matriz *SM* na equação 7 agrega as *dummies* de salário mínimo: menos de 0,5 SM, de 0,5 a 0,9 SM, de 0,9 a 1,1 SM (faixa do SM exato), de 1,1 a 1,5 SM, de 1,5 a 2 SM e mais de 2 SM. Serão considerados, além de numerário (0,5 SM e 1,5 SM), *spillovers* os vazamentos para as faixas 0,5 a 0,9 e 1,1 a 1,5 SM. Em vista disso, um efeito expandido do SM seria captado através do intervalo de 0,5 a 1,5 SM.

<sup>1</sup> Equação retirada da página 55 do capítulo III de Brito (2015).

<sup>2</sup> Equações retiradas da página 55 do capítulo III de Brito (2015).

**Tabela 2:** Valores correspondentes a cada faixa de salário mínimo\* – 2012- 2018

Faixa de salário mínimo	2012	2014	2016	2018
0,5 SM	449	467	480	477
0,9 SM	809	840	864	859
1 SM	899	933	959	954
1,1 SM	989	1026	1055	1049
1,5 SM	1348	1400	1439	1431
2 SM	1797	1866	1919	1908

\*Em R\$ de 2018. Elaboração própria.

As covariadas restantes incluídas nas regressões expressam o que é geralmente usado para explicar as variações da renda do trabalho: a matriz  $X$  abrange as características individuais (idade, idade ao quadrado, educação, região de moradia, condição na família, sexo, cor) e a matriz  $W$ , as características da inserção no mercado de trabalho (formalidade do trabalho, setor de atividade).

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 SM_i + \beta_2 X_i + \beta_3 W_i + \varepsilon_i \quad (7)^3$$

onde  $\ln Y_i$  é o logaritmo neperiano do rendimento do trabalho principal do indivíduo  $i$ ,  $\beta_0$  é a constante do modelo,  $\beta_1$  é o coeficiente associado à matriz  $SM$ ,  $\beta_2$  é o coeficiente relacionado à matriz  $X$ ,  $\beta_3$  é o coeficiente da matriz  $W$  e  $\varepsilon_i$  é o termo de erro estocástico.

Para captar o impacto da raça, criamos uma *dummy* de “não branco”, que inclui os ocupados negros, pardos ou indígenas. Para obtermos um efeito não homogêneo de cada ano a mais de escolaridade, fizemos como Brito (2015) e formamos faixas de anos de estudo: menos de 1 ano, de 1 a 3 anos, de 4 a 7, de 8 a 10 e 11 e mais.

Consideramos formais os empregados com carteira, inclusive domésticos, os trabalhadores por conta própria e empregadores que contribuíram com a Previdência e os funcionários públicos e militares.

Usamos a variável setor de atividade que engloba os seguintes setores: Agricultura, Indústria Geral, Informação, comunicação e atividades financeiras,

Construção, Comercio e reparação, Alojamento e alimentação, Transporte, armazenagem e correio, Administração publica, defesa e segurança social, Educação, saúde e serviços sociais, Serviços domésticos, Outros serviços e Atividades mal definidas.

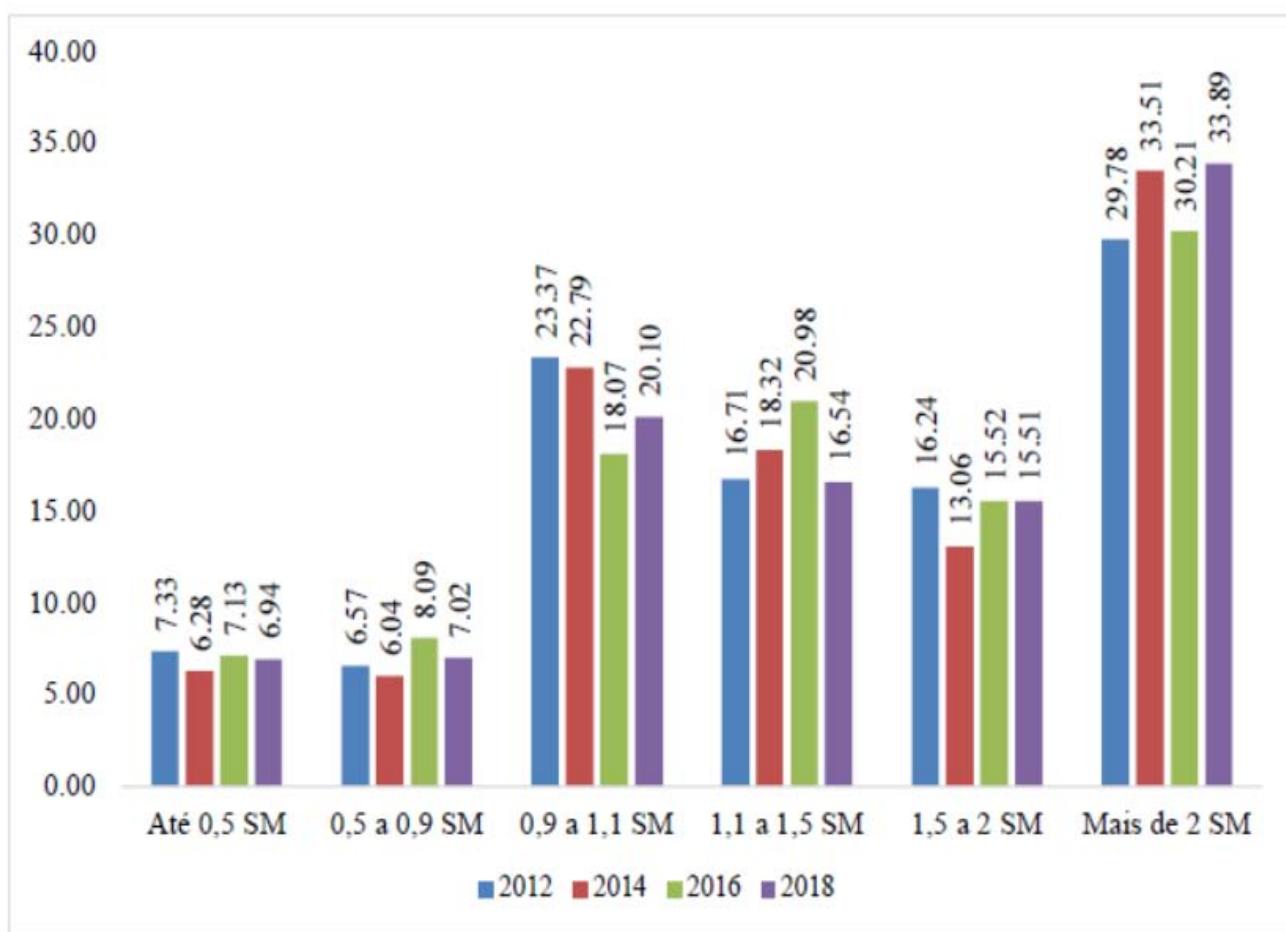
Para observar o efeito de experiência usamos as variáveis idade e idade ao quadrado. Criamos as *dummies* chefe da família e mulher, além de *dummies* para as cinco regiões geográficas do Brasil. As variáveis omitidas nas regressões nos casos de variáveis categóricas foram: não chefe, homem, branco, menos de 1 ano de estudo, informal, setor Agrícola e região Sul, assim como Brito (2015) fez.

## V. ESTATÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Nesta seção mostraremos o comportamento das variáveis que serão utilizadas nas decomposições e que representam as mudanças de composição ocorridas entre 2012 e 2018.

O gráfico abaixo ilustra a distribuição dos ocupados maiores de 14 anos e com jornada de 40 horas semanais ou mais por faixa de SM. Podemos observar uma redução do peso de trabalhadores ganhando uma remuneração próxima ao salário mínimo (0,9 a 1,5 SM) e o aumento do peso dos trabalhadores que recebem acima de 2 SM no período. Apesar do piso salarial ter aumentado em termos reais de 2012 para 2018 (aumento real de 6,15%), mais pessoas passaram a ganhar acima do de 2 SM, reduzindo a faixa em torno do SM. Para comparação, trazemos o gráfico feito por Brito (2015) para o período 1995-2011 no anexo (Figura 1A).

<sup>3</sup> Equação retirada da página 57 do capítulo III de Brito (2015).



Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

*Gráfico 2:* Distribuição dos ocupados por faixa de SM (%) – 2012-2018

Entre 2012 e 2018, o número de ocupados passou de 89,7 milhões para 91,8 milhões, aumento de apenas 2,34%. A primeira faixa de remuneração não foi consideravelmente afetada pela valorização do salário mínimo (com exceção de 2014, com redução de 1,05 pontos percentuais), visto que seu peso passou de 7,33% para 6,94% no período todo.

Analizando os subperíodos na tabela 1A do Anexo deste capítulo, podemos ver que a faixa de 1 SM (0,9 a 1,1 SM) diminuiu de peso principalmente entre 2014 e 2016 (4,7 pontos percentuais) e teve um aumento de 2016 para 2018 (2 p.p.), períodos em que o SM teve uma valorização seguido por uma desvalorização (2,8% e 0,6%, respectivamente). A faixa seguinte (1,1 a 1,5 SM) teve um aumento entre 2014 e 2016 (2,7 p.p.), seguido por uma queda entre 2016 e 2018 (4,4 p.p.). Já a faixa

com os ocupados que recebem mais de 2 SM teve um aumento entre 2012 e 2014 (3,7 p.p.), seguido por uma queda entre 2014 e 2016 (3,3 p.p.) e um segundo aumento entre 2016 e 2018 (3,7 p.p.), ficando quase no mesmo patamar de 2014. Isto pode indicar que aqueles que ganhavam na faixa do SM tiveram reajustes da mesma intensidade que a valorização real do SM, fazendo com que estes trabalhadores subissem para faixas maiores (mais de 2 SM).

A tabela abaixo apresenta as estatísticas descritivas da amostra em cada ano, conforme remuneração média, idade, escolaridade, região, condição na família, sexo, cor, *status* de formalidade e setor de atividade. O número de ocupados na amostra e o desvio padrão se encontram na tabela 2A do Anexo.

**Tabela 3:** Estatísticas descritivas dos trabalhadores ocupados – 2012, 2014, 2016 e 2018

Variáveis	Ano			
	2012	2014	2016	2018
<b>Remuneração média (R\$ de 2018)</b>	2019,30	2134,88	2081,12	2185,23
<b>Idade média (anos)</b>	37,4	38,1	39,3	39,7
<b>Escolaridade (%)</b>				
Menos de 1 ano	3,9	3,6	3,5	2,6
De 1 a 3 anos	6,2	5,8	5,3	3,9
De 4 a 7	21,6	20,4	18,9	18,7
De 8 a 10	18,1	17,9	16,3	15,2
11 e mais	50,2	52,3	56,1	59,6
<b>Região (%)</b>				
CO	11,5	11,6	11,4	11,9
NE	25,4	26,1	25,5	24,6
Norte	11,9	12,3	12,3	12,4
SE	30,6	29,8	30,2	30,4
Sul	20,6	20,2	20,6	20,7
<b>Dummies (%)</b>				
Chefe da família	51,1	51,3	52,1	50,1
Mulher	33,6	33,9	35,0	35,6
Não branco	53,8	54,7	55,6	56,8
Formal	82,8	84,1	84,6	83,5
<b>Setor de Atividade (%)</b>				
Agricultura	13,9	13,5	13,8	13,3
Indústria geral	15,4	15,2	13,3	13,0
Informação, comunicação e atividades financeiras	9,1	9,5	9,0	9,8
Construção	10,1	10,0	9,0	7,7
Comércio e reparação	21,0	20,8	20,8	20,8
Alojamento e alimentação	4,1	4,3	4,9	5,4
Transporte, armazenagem e correio	5,0	5,0	5,3	5,4
Administração pública, defesa e segurança social	6,2	6,3	6,0	6,0
Educação, saúde e serviços sociais	6,6	7,3	9,2	9,6
Serviços domésticos	5,2	4,7	5,2	5,0
Outros serviços	3,3	3,4	3,6	3,9
Atividades mal definidas	0,1	0,0	0,0	0,1

Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

Entre 2012 e 2018, a idade média dos ocupados aumentou 2,3 anos, passando de 37,4 para 39,7. O

período de maior aumento foi entre 2014 e 2016 (aumento de 1,2 ano).

Podemos observar uma mudança no perfil educacional no mercado de trabalho. O peso da baixa escolaridade diminuiu em todas as faixas, principalmente na faixa de 4 a 7 anos (fundamental incompleto), com uma redução de 21,6% para 18,9% (-2,9 pontos percentuais) entre o período de 2012 a 2018. Já o peso dos que tem pelo menos o ensino médio completo (11 anos e mais) aumentou de 50,2% para 59,6% (9,4 p.p.) entre o período, atingindo mais de metade dos ocupados. O subperíodo de maior aumento do peso desta faixa foi entre 2014 e 2016, com aumento de 3,8 p.p. (Tabela 1A).

A respeito da distribuição regional dos ocupados, não houve mudanças significativas no período.

A maioria dos ocupados continua sendo de chefes de família, com uma pequena mudança entre o período de 2012 e 2018 (redução de 1 p.p.). Houve um aumento na proporção de mulheres entre os ocupados (de 33,6% para 35,6%) no período.

No caso da cor de pele, o peso de não brancos nos ocupados aumentou de 53,8% em 2012 para 56,8% em 2018, aproximadamente 1% a cada subperíodo.

Enquanto o número de ocupados cresceu 2,1 milhões de 2012 para 2018, a proporção de trabalhadores formais passou de 82,8% para 83,5%, aumento de apenas 0,7 pontos percentuais, tendo um aumento de 1,8 p.p. entre 2012 e 2016, mas caindo 1,1 p.p. de 2016 para 2018.

Na distribuição de ocupados por setor de atividade, podemos destacar a redução do peso da indústria geral (2,4 p.p.) e o aumento do peso da educação, saúde e serviços sociais (3 p.p.) e do alojamento e alimentação (1,3 p.p.) no período 2012-2018. Ao mesmo tempo em que a indústria geral perdeu peso em todos os subperíodos, o setor de educação, saúde e serviços sociais aumentou de peso, tendo seu maior aumento no subperíodo de 2014-2016 (1,9 p.p.). Em contra partida, foi no subperíodo de 2016 e 2018 que a agricultura mais perdeu espaço entre os ocupados (0,5 p.p.).

Por último, o rendimento médio evoluiu mantendo um valor duas vezes maior que o salário mínimo no período. Enquanto o salário mínimo aumentou 6,2% em termos reais no período de 2012-2018, o rendimento médio

aumentou 8,2% no mesmo período. De 2012 para 2014, o rendimento médio aumentou 5,7%, de R\$2.019,30 para R\$2.134,88. Até 2014, o rendimento médio cresceu junto com o salário mínimo real, porém, em 2016, o rendimento médio foi menor do que em 2014, mesmo com o salário mínimo sendo maior, chegando ao valor de R\$2.081,12 (redução de 2,5%). Em 2018, com uma pequena redução do valor real do salário mínimo, o rendimento médio voltou a crescer, chegando a R\$2.185,23 (aumento de 5%). Este impacto no rendimento médio pode indicar reajustes inferiores dos demais rendimentos do mercado de trabalho em relação aos do piso salarial.

Desse modo, paralelo à valorização do salário mínimo, houve diversas mudanças, mesmo algumas sendo pequenas, na composição do mercado de trabalho brasileiro entre 2012 e 2018. Aumentou a ocupação e a formalização do trabalho, melhorou o grau de educação dos ocupados, aumentou a participação da mulher e do não branco no mercado de trabalho, reduziu o peso da indústria geral e aumento do peso da educação, saúde e serviços sociais e houve uma mudança na organização das faixas de salário mínimo, com perda da participação da faixa exata (0,9 a 1,1 SM) e aumento da faixa mais alta (mais de 2 SM).

## VI. RESULTADOS

### 6.1. Análise agregada

Iniciaremos pela decomposição padrão de Oaxaca-Blinder, a qual examina a diferença de rendimentos médios entre dois grupos, no nosso caso, períodos. Após isso, analisaremos outros pontos da distribuição de rendimentos (10º percentil, 50º percentil e 90º percentil) e o índice de Gini. Os dados se encontram na tabela 4.

*Tabela 4:* Resultados Agregados da decomposição para Média, Gini e Percentis (p10, p50 e p90)

Média (A) Coeficiente %	Gini* (B) Coeficiente %	p10* (C) Coeficiente %	p50* (D) Coeficiente %	p90* (E) Coeficiente %
<b>2018-2012</b>				
Predição 2018	7,35	0,057	6,696	7,314
Predição 2012	7,25	0,058	6,597	7,168
Mudança total	0,10	-0,001	0,099	0,146
Efeito estrutura	0,02	17,5%	-0,003 365,8%	52,7% 0,081 55,2%
Efeito composição	0,08	82,5%	0,002 -265,8%	47,3% 0,065 44,8%
<b>2014-2012</b>				
Predição 2014	7,31	0,058	6,687	7,182
Predição 2012	7,25	0,058	6,597	7,169
Mudança total	0,06	0,000	0,090	0,014
Efeito estrutura	0,01	9,1%	-0,001 230,7%	22,1% -0,003 -23,0%
Efeito composição	0,05	90,9%	0,001 -130,7%	77,9% 0,017 123,0%
<b>2016-2014</b>				
Predição 2016	7,30	0,057	6,648	7,162
Predição 2014	7,31	0,058	6,690	7,182
Mudança total	-0,01	0,000	-0,042	-0,020
Efeito estrutura	0,02	-288,7%	-0,002 403,1%	0,099 -237,1% -0,014 71,9%
Efeito composição	-0,03	388,7%	0,001 -303,1%	-0,141 337,1% -0,006 28,1%
<b>2018-2016</b>				
Predição 2018	7,35	0,057	6,696	7,314
Predição 2016	7,30	0,057	6,644	7,162
Mudança total	0,05	0,000	0,052	0,152
Efeito estrutura	-0,01	-24,2%	-0,001 -1392,9%	-0,057 -111,1% 0,099 65,4%
Efeito composição	0,06	124,2%	0,001 1492,7%	0,109 211,1% 0,052 34,6%

\*Regressão RIF.

Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

Entre o período completo (2012-2018), o logaritmo da renda média dos ocupados com jornadas integrais (pelo menos 8 horas por dia) aumentou 1,38%, subindo de 7,25 para 7,35. O subperíodo de 2012 e 2014 foi o que houve a maior variação da média (aumento de 0,83%), passando de 7,25 para 7,31. Houve uma pequena redução no logaritmo da renda média no subperíodo de 2014-2016 (redução de 0,14%), passando de 7,31 para 7,30.

Podemos observar, na coluna A da tabela 4, que entre 2012-2018, o efeito composição foi o responsável por 82,5% do aumento do salário médio, enquanto o efeito estrutura foi responsável por 17,5% desse aumento. Porém, os

efeitos composição e estrutura não são constantes ao longo dos subperíodos. Nos períodos 2012-2014 e 2016-2018, o efeito composição foi responsável por um aumento do salário médio, tendo seu maior efeito no subperíodo 2016-2018 e reduzindo no período 2014-2016. Quanto ao efeito estrutura nos subperíodos, este foi responsável por aumentar o salário médio entre 2012-2014 e entre 2014-2016, em contra partida, foi responsável por reduzir entre 2016-2018. Seus efeitos, em geral, tiveram menos influência do que o efeito composição.

Ao observarmos diferentes medidas além da média, no caso do índice de Gini (coluna B da tabela 4) para o logaritmo do rendimento do

trabalho principal, vemos que não houve grandes mudanças, com todos os subperíodos mantendo-se relativamente constantes. Também podemos observar que em todos os subperíodos o efeito composição contribuiu para a concentração da distribuição de renda, apesar do efeito estrutura ter sentido oposto em todos subperíodos, sobrepondo o efeito composição entre 2014-2016 (período em que o SM teve seu mais valor real).

Verificando os percentis 10 (10% mais pobres), 50 (mediana) e 90 (10% mais ricos) da distribuição de rendas, observamos que estes tiveram um desempenho semelhante, isto é, entre 2012 e 2018, os três percentis aumentaram, ainda que com intensidade diferente. O rendimento dos 10% mais pobres aumentou em 1,50%, a mediana em 2,04% e o dos 10% mais ricos em 0,64%.

Quando se analisa cada subperíodo, vemos que o rendimento dos 10% mais pobres foi afetado negativamente (-0,63%) durante o subperíodo 2016-2014 (mesmo período em que o peso dos ocupados que ganhavam na faixa de 1 SM, isto é, de 0,9 a 1,1 SM, diminuiu em 4,7%), enquanto seu maior efeito foi um aumento de 1,36% entre 2014-2012. A respeito da mediana da distribuição de rendas, esta também teve uma redução no subperíodo 2016-2014 (-0,27%), com um aumento de 2,12% no subperíodo seguinte. Já o rendimento dos 10% mais ricos, este cresceu em todos os subperíodos, mantendo-se relativamente estável entre 2016-2014 (aumento de 0,06%) e tendo seu maior aumento entre 2018-2016 (0,55%). Aparentemente, o “pior” período para os rendimentos do trabalho foi entre 2016-2014, e parece que houve uma melhora a partir de 2016, principalmente para a mediana.

A redução da desigualdade da distribuição de renda do trabalho, apesar de baixa, parece ter sido mais influenciada pelos aumentos na cauda inferior da distribuição (entre 2012-2014 e 2016-2018), isto é, mesmo com um aumento na cauda superior da distribuição, o aumento na cauda inferior foi mais intenso.

Observando os efeitos composição e estrutura para estes percentis (colunas C, D e E da tabela

4), podemos ver que no período completo (2012-2018), o efeito composição foi responsável por aumentos nos rendimentos dos três pontos da distribuição, enquanto o efeito estrutura só não foi responsável por aumento no rendimento do p90 (apesar de tal queda ser compensada pelo efeito composição superior).

Em relação aos 10% mais pobres (p10), o efeito composição só não foi positivo entre 2014-2016, contribuindo com 77,9% do aumento da renda entre 2012-2014 e com 211,1% entre 2016-2018 (superando o efeito estrutura negativo neste último período), já o efeito estrutura só foi negativo entre 2016-2018. Para a mediana da distribuição (p50), o efeito composição só foi negativo no período 2014-2016 (assim como para o p10), mas o efeito estrutura só foi positivo entre 2016 e 2018 (contrário ao p10), contribuindo com 65,4% (quase duas vezes maior que o efeito composição) do aumento da renda neste percentil. Em relação aos 10% mais ricos (p90), o efeito composição só foi positivo entre 2012-2014 e entre 2016-2018 (superando o efeito estrutura negativo), já o efeito estrutura só foi positivo entre 2014-2016, compensando o efeito composição negativo deste período. Observamos que nenhum dos dois efeitos foram constantes (sempre aumentando ou sempre reduzindo os rendimentos) nos três percentis.

Uma medida alternativa de desigualdade de renda é a diferença interquantílica, a qual apresentaremos na próxima tabela (tabela 5). Fizemos o cálculo da diferença entre os 10% mais ricos e os 10% mais pobres (diferença 90-10) e a diferença entre a mediana e os 10% mais pobres (diferença 50-10), esta última possibilitando observar melhor o que acontece na primeira metade da distribuição de renda. A diferença interquantílica para a diferença 50-10, como visto em Brito (2015), é a razão entre a variação da mediana em certo período e a variação do p10 no mesmo período.

*Tabela 5:* Resultados Agregados da decomposição para as diferenças interquantílicas 90-10 e 50-10

	90-10*		50-10*	
	Coeficiente	%	Coeficiente	%
<b>2018-2012</b>				
Predição 2018	1,705		0,618	
Predição 2012	1,750		0,572	
Mudança total	-0,045		0,047	
Efeito estrutura	-0,123	269,8%	0,027	58,6%
Efeito composição	0,077	-169,8%	0,019	41,4%
<b>2014-2012</b>				
Predição 2014	1,669		0,495	
Predição 2012	1,750		0,572	
Mudança total	-0,081		-0,077	
Efeito estrutura	-0,083	102,5%	-0,023	30,6%
Efeito composição	0,002	-2,5%	-0,053	69,4%
<b>2016-2014</b>				
Predição 2016	1,707		0,515	
Predição 2014	1,669		0,495	
Mudança total	0,038		0,020	
Efeito estrutura	-0,078	-205,3%	-0,111	-558,8%
Efeito composição	0,116	305,3%	0,131	658,8%
<b>2018-2016</b>				
Predição 2018	1,705		0,618	
Predição 2016	1,707		0,515	
Mudança total	-0,002		0,103	
Efeito estrutura	0,032	-1554,5%	0,171	165,4%
Efeito composição	-0,034	1654,5%	-0,068	-65,4%

\*Regressão RIF.

Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

Houve uma pequena redução na diferença entre os 10% mais ricos e os 10% mais pobres da distribuição de rendas, de 1,750 vezes em 2012 para 1,705 em 2018, onde o efeito composição contribuiu aumentando esta diferença (0,077), sendo compensado pelo efeito estrutura (-0,123). Porém, a diferença entre a mediana e os 10% mais pobres da distribuição aumentou, de 0,572 para 0,618, tendo contribuições no sentido de aumentar tanto do efeito composição (0,019, responsáveis por 41,4%) como do efeito estrutura (0,027, responsáveis por 58,6%).

Dos três subperíodos, para o diferencial 90-10, só teve aumento de 0,038 entre 2014 e 2016 (devido a uma redução mais forte do rendimento do p10), mas sem superar a redução ocorrida entre 2012 e 2014 (-0,081). Já para o diferencial 50-10, houve redução apenas entre 2012 e 2014 (-0,077), sendo preponderada pelos aumentos nos períodos seguintes (0,020 entre 2014-2016 e 0,103 entre 2016-2018). O único subperíodo em que o efeito composição contribuiu para a redução da desigualdade em ambos diferenciais foi entre 2016 e 2018 (tendo efeito mais significativo no

aumento da desigualdade entre 2014 e 2016). Oposto ao efeito composição, 2016 e 2018 foi o único subperíodo em que o efeito estrutura não contribuiu para reduzir a desigualdade em ambos os diferenciais, mostrando, talvez, que assim como em Brito (2015), o efeito estrutura foi mais significativo para determinar a diferença total em cada subperíodo (com exceção do último), ou como dito pela autora, a diferença intra grupos prevaleceu sobre a diferença entre grupos.

As reduções de -0,077 para o diferencial 50-10 e de -0,081 para o diferencial 90-10 no subperíodo 2012-2014 podem ser explicadas pelo aumento de rendimento do p10 ter sido superior aos do p50 e do p90 (1,36% contra 0,19% e 0,11% respectivamente). Neste período, para o diferencial 50-10, o efeito composição foi mais importante para a redução do diferencial (-0,053), enquanto para o diferencial 90-10, o efeito estrutura desempenhou um papel maior na redução da desigualdade (-0,083).

Resumindo, no período inteiro (2012 a 2018), para as estatísticas observadas, o efeito estrutura teve um peso maior para a média, percentis 10 e 50, deixando a impressão de que o retorno das características dos indivíduos foi o agente mais explicativo das variações que ocorreram no período. Enquanto apenas para o percentil 90 o efeito composição desempenhou um papel mais importante. Para as medidas de desigualdade (índice de Gini e diferenças interquantílicas), o efeito estrutura também foi o maior contribuinte para a redução da desigualdade, isto é, as diferenças intra grupos ilustraram mais que as diferenças entre grupos, exceto pela diferença 50-10, onde o efeito estrutura contribuiu mais para o aumento da desigualdade do que o efeito composição.

Na próxima seção, analisaremos quais variáveis desempenharam um papel mais relevante na explicação das mudanças de composição dos ocupados com jornadas de trabalho de pelo menos 40 horas por semana. Para identificar o efeito do piso salarial, como dito anteriormente, fizemos como Brito (2015) e criamos faixas de salário mínimo para categorizar o salário de cada

pessoa, possibilitando a observação da relação entre o rendimento de cada indivíduo com o salário mínimo real de cada ano. Segundo a autora, podemos considerar o efeito do salário mínimo de duas formas: a primeira é o efeito direto naqueles que estão próximos ao valor do SM exato (de 0,9 a 1,1 SM) e a segunda é o efeito expandido para aqueles que ganham em volta do SM, no qual costumam ocorrer vazamentos (os chamados *spillovers*) e, também, um efeito numerário (de 0,5 a 1,5 SM).

## 6.2. Efeito composição (análise detalhada)

Faremos primeiro a decomposição da média (tabela 6) do logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados com jornadas de 40 horas semanais ou mais.

*Tabela 6: Decomposição de Oaxaca-Blinder (média) para o logaritmo do salário no trabalho principal  
dos ocupados\* - Ano A – Ano B*

	2014-2012			2016-2014			2018-2016			2018-2012		
	Coeficiente	EP	%	Coeficiente	EP	%	Coeficiente	EP	%	Coeficiente	EP	%
Predição A	7,307	0,002		7,299	0,002		7,346	0,002		7,346	0,002	
Predição B	7,248	0,002		7,307	0,002		7,299	0,002		7,248	0,002	
Diferença	0,059	0,003		-0,008	0,003		0,047	0,003		0,098	0,003	
Estrutura	0,005	0,001	9,1%	0,022	0,001	-288,7%	-0,011	0,001	-24,2%	0,017	0,001	17,5%
Composição	0,054	0,003	90,9%	-0,030	0,003	388,7%	0,058	0,003	124,2%	0,081	0,003	82,5%
<i>Até 0,5 SM</i>	0,013	0,001	22,2%	-0,010	0,001	129,1%	0,010	0,001	21,9%	0,013	0,001	13,6%
<i>0,5 a 0,9 SM</i>	0,002	0,000	3,8%	-0,008	0,000	105,6%	0,004	0,000	8,7%	-0,002	0,000	-2,1%
<i>0,9 a 1,1 SM</i>	0,000	0,000	0,7%	0,003	0,000	-39,8%	-0,001	0,000	-2,8%	0,002	0,000	2,1%
<i>1,1 a 1,5 SM</i>	0,003	0,000	5,0%	0,005	0,000	-59,2%	-0,007	0,000	-15,0%	0,000	0,000	0,1%
<i>1,5 a 2 SM</i>	-0,014	0,001	-24,1%	0,011	0,001	-148,3%	0,000	0,001	0,8%	-0,003	0,001	-2,8%
<i>Mais de 2 SM</i>	0,044	0,002	75,1%	-0,039	0,002	503,4%	0,046	0,002	99,1%	0,052	0,002	52,8%
<i>Educação</i>	0,003	0,000	4,7%	0,005	0,000	-59,2%	0,005	0,000	9,8%	0,012	0,000	12,7%
<i>Idade</i>	0,003	0,000	5,4%	0,005	0,000	-69,0%	0,002	0,000	4,9%	0,012	0,001	11,8%
<i>Idade<sup>2</sup></i>	-0,001	0,000	-1,0%	-0,001	0,000	16,1%	-0,001	0,000	-1,4%	-0,003	0,001	-2,9%
<i>Mulher</i>	0,000	0,000	-0,2%	0,000	0,000	4,5%	0,000	0,000	-0,5%	-0,001	0,000	-0,9%
<i>Não branco</i>	0,000	0,000	-0,8%	0,000	0,000	5,8%	-0,001	0,000	-1,4%	-0,002	0,000	-1,7%
<i>Chefe família</i>	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	-3,0%	-0,001	0,000	-1,1%	0,000	0,000	-0,3%
<i>Região</i>	0,000	0,000	0,2%	0,000	0,000	1,3%	0,000	0,000	0,5%	0,000	0,000	0,2%
<i>Formal</i>	0,000	0,000	-0,4%	0,000	0,000	1,0%	0,000	0,000	0,3%	0,000	0,000	-0,1%
<i>Setor</i>	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,5%	0,000	0,000	0,4%	0,000	0,000	0,2%
<b>N =</b>	<b>250958</b>			<b>252271</b>			<b>237173</b>			<b>235860</b>		

\*Apenas trabalhadores com jornadas de trabalho de 40 horas ou mais por semana.  
Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, homem, não chefe, não branco, região Sul, setor Agrícola.

Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

Já vimos anteriormente que a média dos rendimentos dos ocupados aumentou entre 2012 e 2018. O efeito composição foi mais importante para este aumento do que o efeito estrutura (última coluna da tabela 6). Analisando os elementos do efeito composição, vemos que a variável que teve maior efeito neste aumento do rendimento médio foi a *dummy* que identifica aqueles que receberam mais de 2 salários mínimos no período (52,8%), isso quer dizer que ter mais pessoas recebendo acima de 2 SM contribuiu para aumentar o salário médio. Como esperado, ter mais mulheres e não brancos contribuiu negativamente, reduzindo a renda média (-0,9% e -1,7% respectivamente), isso não é nenhuma surpresa, visto que historicamente, mulheres e não brancos recebem menos que homens e brancos, respectivamente, logo, quanto mais mulheres e não brancos, mais a média se reduz. Ao contrário de Brito (2015) para o período entre 1995 e 2011, a faixa que identifica aqueles que recebem o piso do salário mínimo (0,9 a 1,1 SM), ou seja, a faixa exata do mínimo, contribuiu para aumentar a renda média em 2,1% (embora ainda seja inferior à contribuição da faixa mais de 2 SM), consequência esta da perda de peso da faixa exata e aumento da faixa acima de 2 SM. Outras diferenças foram as contribuições das faixas de quem recebe até 0,5 SM (13,6%) e da faixa entre 1,1 e 2 SM (- 2,7%), as quais contribuíram para aumentar e reduzir a renda média, respectivamente.

Além das faixas de quem recebeu até 0,5 SM (13,6%) e mais de 2 SM (52,8%), a variável da parte explicada que teve maior impacto no aumento da remuneração média foi a educação (12,7%), seguida pela idade (uma *proxy* de experiência) que contribuiu com o aumento da renda média em 11,8%.

Analizando os subperíodos, vemos que a educação e a idade sempre contribuíram com o aumento da renda média, com aumentos estáveis ao longo dos anos. Por outro lado, mais mulheres e mais não brancos sempre contribuíram negativamente com o rendimento médio (o que não é nenhuma novidade, visto que este é quase um padrão na

literatura), tendo efeito não significativo para mulheres entre 2012 e 2014.

O salário mínimo sofreu uma pequena desvalorização de 2016 para 2018, o que pode explicar o único efeito negativo da faixa exata (entre 0,9 a 1,1 SM) no período (-2,8%). Porém, sua contribuição não tem grandes impactos na renda média, pois a proporção dos ocupados que recebem a faixa exata não é relativamente alta (20,10% em 2018) se comparada a faixa de mais de 2 SM (33,89% em 2018), que foi a faixa com maior relevância entre os ocupados no período.

Assim como em Brito (2015), podemos ver com a decomposição que a faixa de mais de 2 SM continua sendo a faixa com maior influência sobre o rendimento médio, com efeitos predominantemente positivos (com exceção de 2014-2016). Os períodos em que essa faixa aumentou (2012-2014 e 2016-2018) foram os mesmos em que a remuneração média também aumentou, tendo apenas uma pequena redução de 2014 para 2016 (-3,3%), o qual, coincidentemente, foi o único período em que a remuneração média se reduziu. Adicionalmente, observamos que esta faixa foi a variável mais influente entre os fatores da parte explicada em todos os subperíodos.

*Tabela 7: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Gini\*) para o logaritmo do salário no trabalho principal  
dos ocupados\*\* - Ano A – Ano B*

	2014-2012			2016-2014			2018-2016			2018-2012		
	Coefficiente	Erro	%	Coefficiente	Erro	%	Coefficiente	Erro	%	Coefficiente	Erro	%
Predição A	0,058	0,000		0,057	0,000		0,057	0,000		0,057	0,000	
Predição B	0,058	0,000		0,058	0,000		0,057	0,000		0,058	0,000	
Diferença	0,000	0,000		0,000	0,000		0,000	0,000		-0,001	0,000	
Estrutura	-0,001	0,000	230,7%	-0,002	0,000	403,1%	-0,001	0,000	-1392,9%	-0,003	0,000	365,8%
Composição	0,001	0,000	-130,7%	0,001	0,000	-303,1%	0,001	0,000	1492,7%	0,002	0,000	-265,8%
<i>Até 0,5 SM</i>	-0,001	0,000	210,9%	0,001	0,000	-245,4%	-0,001	0,000	-1866,2%	-0,001	0,000	148,9%
<i>0,5 a 0,9 SM</i>	0,000	0,000	-2,6%	0,000	0,000	-46,6%	0,000	0,000	22,6%	0,000	0,000	-1,4%
<i>0,9 a 1,1 SM</i>	-0,001	0,000	166,8%	0,002	0,000	-426,1%	-0,001	0,000	-1475,6%	0,001	0,000	-134,8%
<i>1,1 a 1,5 SM</i>	0,002	0,000	-444,3%	-0,001	0,000	338,3%	0,002	0,000	3930,9%	0,000	0,000	-3,1%
<i>1,5 a 2 SM</i>	0,000	0,000	8,7%	-0,001	0,000	328,3%	0,000	0,000	-77,4%	0,000	0,000	-37,7%
<i>Mais de 2 SM</i>	0,000	0,000	-44,7%	0,000	0,000	-31,1%	0,000	0,000	395,6%	0,000	0,000	-48,6%
<i>Educação</i>	0,000	0,000	-67,5%	0,000	0,000	-121,3%	0,000	0,000	597,5%	0,001	0,000	-115,9%
<i>Idade</i>	0,000	0,000	-14,1%	0,000	0,000	-44,1%	0,000	0,000	124,8%	0,000	0,000	-43,3%
<i>Idade<sup>2</sup></i>	0,000	0,000	-21,1%	0,000	0,000	-70,0%	0,000	0,000	186,6%	0,000	0,000	-57,8%
<i>Mulher</i>	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	6,2%	0,000	0,000	-1,5%	0,000	0,000	4,4%
<i>Não branco</i>	0,000	0,000	-13,0%	0,000	0,000	11,2%	0,000	0,000	-115,0%	0,000	0,000	17,6%
<i>Chefe família</i>	0,000	0,000	9,2%	0,000	0,000	-5,8%	0,000	0,000	-81,6%	0,000	0,000	3,4%
<i>Região</i>	0,000	0,000	3,4%	0,000	0,000	-6,7%	0,000	0,000	-29,9%	0,000	0,000	0,1%
<i>Formal</i>	0,000	0,000	5,5%	0,000	0,000	-3,1%	0,000	0,000	-48,6%	0,000	0,000	-0,1%
<i>Setor</i>	0,000	0,000	6,2%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	-55,1%	0,000	0,000	-2,3%
N =	250958			252271			237173			235860		

\*Calculado com Regressão RIF.

\*\*Apenas trabalhadores com jornadas de trabalho de 40 horas ou mais por semana.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, homem, não chefe, não branco, região Sul, setor Agrícola. Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

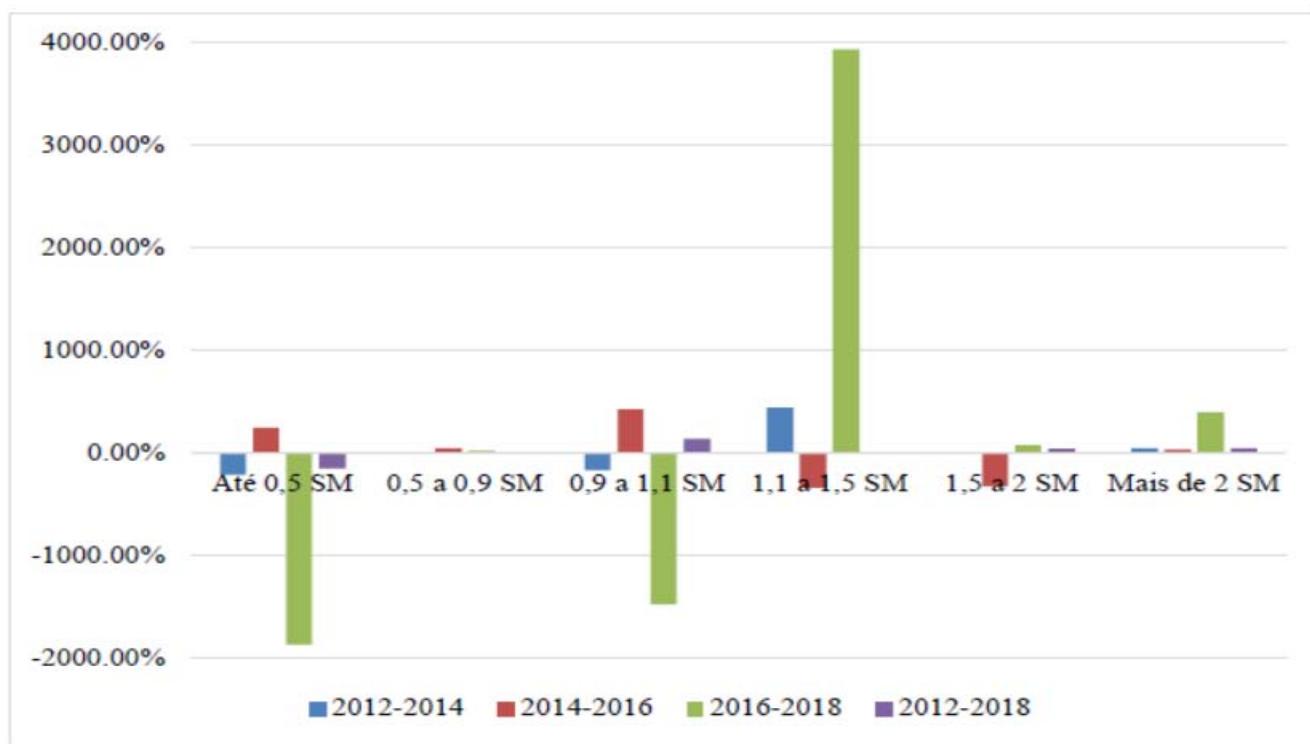
Como a desigualdade de rendas entre os períodos se manteve relativamente estável, algumas covariadas tiveram sua contribuição para o efeito composição um tanto quanto exageradas, tornando sua análise menos informativa. Porém, faremos a análise mesmo assim.

A decomposição para o índice de Gini para o período de 2012 a 2018 (última coluna da tabela 7) nos mostra que, apesar da redução da desigualdade ter sido baixa (0,058 para 0,057), ainda houve uma redução. Analisando os efeitos, vemos que o efeito composição contribuiu para aumentar a desigualdade, sendo sobreposto pelo efeito estrutura, ou seja, apesar das diferenças entre grupos terem contribuído para concentrar a distribuição de rendas, as diferenças intra grupos contribuíram para reduzir a desigualdade, sendo superior. Os fatores da parte explicada que tiveram maior influência no índice de Gini foram: faixa exata do SM (134,8%), educação (115,9%), Idade<sup>2</sup> (57,8%) e faixa de mais de 2 SM (48,6%). Esse forte efeito da educação parece evidenciar que quanto mais escolarização, maior a concentração de renda.

Nosso resultado corrobora com o encontrado em Brito (2015), o qual concluiu que a educação contribuiu para aumentar a desigualdade de renda entre 1995 e 2011, mesmo sendo para um período anterior ao nosso.

Para o período de 2012 a 2018, a faixa até 0,5 SM contribuiu para reduzir a desigualdade (-148,9%), por outro lado, as outras faixas de SM contribuíram para aumentar a desigualdade, isto é, tiveram um efeito concentrador, principalmente as faixas entre 0,9 e 1,5 SM (137,9%), o que evidencia a existência de um efeito *spillover* do SM. Mulheres e não brancos também contribuíram para reduzir a desigualdade de rendas, com 4,4% e 17,6%, respectivamente.

O gráfico abaixo evidencia as contribuições de cada faixa do SM para a variação do índice de Gini em todos os subperíodos. Para comparação, trazemos o gráfico feito por Brito (2015) para o período 1995-2011 no anexo (Figura 2A).



Fonte: PNAD Contínua. Elaboração Própria.

*Gráfico 3:* Contribuição das faixas de SM para a variação do Índice de Gini por subperíodos – 2012-2018

A faixa exata do SM (0,9 a 1,1 SM) contribuiu para reduzir a desigualdade de renda em quase todos os subperíodos, exceto por 2014-2016, período em que o salário mínimo teve seu maior valor real (valorização de 2,8%), diminuindo no período seguinte (-0,6%). Porém, ao analisarmos o período inteiro (2012 a 2018), vemos que a faixa exata do SM contribuiu para aumentar a desigualdade. A faixa de 1,1 a 1,5 SM contribuiu mais com o aumento da desigualdade de renda (exceto por 2014-2016), sendo mais intenso no período de 2016 a 2018, enquanto a faixa mais baixa (até 0,5 SM) contribuiu para reduzir a desigualdade no mesmo período.

Considerando o efeito direto da faixa exata do SM (0,9 a 1,1 SM) entre 2012 e 2018, vemos que ele contribuiu em 134,8% para a concentração da renda, isto é, para o aumento da desigualdade de rendas observada através do índice de Gini. Se observarmos o efeito expandido do SM (0,5 a 1,5 SM), este contribuiu em 139,3% para a concentração de renda no período 2012-2018, evidenciando o efeito *spillover* do SM.

Fora a decomposição detalhada para média e para o Gini, também fizemos as decomposições para os percentis 10, 50 (mediana) e 90 da distribuição de rendas. A tabela a seguir (tabela 8) é da decomposição para o percentil 10.

**Tabela 8:** Decomposição de Oaxaca-Blinder ( $Q10^*$ ) para o logaritmo do salário no trabalho principal  
dos ocupados\*\* - Ano A – Ano B

	2014-2012			2016-2014			2018-2016			2018-2012		
	Coeficiente	Padrão	Erro	Coeficiente	Padrão	Erro	Coeficiente	Padrão	Erro	Coeficiente	Padrão	%
Predição A	6,687	0,005		6,648	0,008		6,696	0,005		6,696	0,005	
Predição B	6,597	0,005		6,690	0,005		6,644	0,007		6,597	0,005	
Diferença	0,090	0,007		-0,042	0,009		0,052	0,009		0,099	0,006	
Estrutura	0,020	0,006	22,1%	0,099	0,007	-237,1%	-0,057	0,009	-111,1%	0,052	0,006	52,7%
Composição	0,070	0,003	77,9%	-0,141	0,005	337,1%	0,109	0,004	211,1%	0,047	0,003	47,3%
Até 0,5 SM	0,041	0,004	45,3%	-0,035	0,004	83,9%	0,049	0,006	94,7%	0,042	0,004	42,5%
0,5 a 0,9 SM	0,007	0,001	8,0%	-0,053	0,003	126,3%	0,020	0,002	38,2%	-0,007	0,001	-6,7%
0,9 a 1,1 SM	-0,008	0,002	-9,1%	-0,087	0,003	207,7%	0,046	0,003	88,9%	-0,044	0,002	-44,1%
1,1 a 1,5 SM	0,022	0,002	24,5%	0,050	0,003	-118,1%	-0,091	0,003	-175,9%	-0,001	0,002	-0,7%
1,5 a 2 SM	-0,044	0,002	-48,5%	0,046	0,003	-109,2%	0,002	0,003	3,3%	-0,009	0,002	-8,7%
Mais de 2 SM	0,050	0,002	55,6%	-0,060	0,003	143,2%	0,080	0,004	155,1%	0,059	0,003	59,2%
Educação	0,001	0,000	0,8%	0,000	0,000	0,2%	0,002	0,000	3,6%	0,003	0,001	3,1%
Idade	0,002	0,001	2,2%	0,003	0,001	-6,1%	0,005	0,001	9,1%	0,007	0,003	6,8%
Idade <sup>2</sup>	0,001	0,001	1,6%	-0,003	0,001	8,3%	-0,004	0,001	-8,6%	-0,005	0,003	-5,1%
Mulher	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,6%	0,000	0,000	-0,3%	0,000	0,000	-0,3%
Não branco	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	-0,1%	0,000	0,000	0,0%
Chefe família	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,0%
Região	0,000	0,000	-0,5%	0,000	0,000	-0,5%	0,001	0,000	1,6%	0,000	0,000	0,2%
Formal	0,001	0,000	1,1%	0,000	0,000	0,5%	-0,001	0,000	-1,1%	0,001	0,000	0,6%
Setor	0,000	0,000	0,2%	0,000	0,000	0,3%	0,001	0,000	2,4%	0,000	0,000	0,4%
	N =	250958		252271		237173		235860				

\*\*Apenas trabalhadores com jornadas de trabalho de 40 horas ou mais por semana.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, homem, não chefe, não branco, região Sul, setor Agrícola.

Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

Entre 2012 e 2018 (última coluna da tabela 7), o rendimento do 10º percentil aumentou em 1,5%, com maior contribuição do efeito estrutura (52,7%). Ao contrário do que observamos na decomposição para a média, a educação teve uma contribuição inferior para o aumento da renda dos ocupados neste percentil (3,1%). Diferentemente do que observamos anteriormente, a redução do peso da faixa exata do SM (0,9 a 1,1 SM) contribuiu para reduzir o rendimento dos 10% mais pobres (-44,1%). Desta forma, vemos que a pequena valorização do salário mínimo entre 2012 e 2018 e sua perda de peso na distribuição por faixas de salário mínimo refletiram negativamente sobre os 10% mais pobres. Novamente, a faixa de mais de 2 SM foi a que teve maior contribuição para o aumento dos rendimentos (59,2%), o que pode ser explicado pelo fato do peso de sua faixa ter sido o maior ao longo do período.

Para o 10º percentil, temos o mesmo problema de relativa estabilidade nos subperíodos 2014-2016 e 2016-2018, o que torna sua análise menos informativa. Neste caso, portanto, analisaremos apenas a decomposição detalhada para o subperíodo 2012-2014. Foi justamente nesse período (2012-2014) que o aumento da renda dos 10% mais pobres foi mais forte, tendo o efeito composição contribuído mais que o efeito estrutura (77,9% e 22,1%, respectivamente), conforme observamos na 1ª coluna da tabela 7. Assim como foi para o período todo, para 2012-2014, a educação também contribuiu muito pouco para o aumento da renda deste percentil (0,8%), visto que os ocupados deste percentil costumam ter baixa escolaridade, e uma maior relevância das faixas de SM, com contribuição líquida de 75,8%, dos quais o mais relevante foi a faixa de mais de 2 SM. Em contrapartida, a faixa exata do SM também contribuiu para reduzir a renda do 10º percentil (-9,1%).

Na tabela a seguir (tabela 9), trazemos a decomposição para a mediana (p50) da distribuição de rendas. Como vimos anteriormente, a renda mediana só não aumentou no subperíodo 2014-2016, e seu maior aumento foi entre 2016 e 2018, com um efeito líquido de 33,8% das faixas de SM. Entre 2012 e 2018, ambos

os efeitos (composição e estrutura) contribuíram para aumentar o rendimento mediano (44,8% e 55,2%, respectivamente), onde para o efeito composição, a faixa de mais de 2 SM foi a principal causa destes 44,8% (31,5%), o que, novamente, mostra o resultado do aumento da participação desta faixa de SM nos ocupados. Igual ao p10, a educação e a idade (experiência) parecem ter pouca influência no aumento do rendimento do p50, sendo inferiores neste percentil.

A faixa exata do mínimo (0,9 a 1,1 SM) contribuiu em 14,1% com o aumento da renda do p50 entre 2012 e 2018.

*Tabela 9:* Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q5o\*) para o logaritmo do salário no trabalho principal  
dos ocupados\*\* - Ano A – Ano B

	2014-2012			2016-2014			2018-2016			2018-2012		
	Coefficiente	Erro	%	Coefficient padrão	Erro	%	Coefficient padrão	Erro	%	Coefficiente	padrão	%
Predição A	7,182	0,002		7,162	0,002		7,314	0,002		7,314	0,002	
Predição B	7,169	0,002		7,182	0,002		7,162	0,002		7,168	0,002	
Diferença	0,014	0,003		-0,020	0,003		0,152	0,003		0,146	0,003	
Estrutura	-0,003	0,001	-23,0%	-0,014	0,001	71,9%	0,099	0,001	65,4%	0,081	0,001	55,2%
Composição	0,017	0,003	123,0%	-0,006	0,003	28,1%	0,052	0,003	34,6%	0,065	0,003	44,8%
<i>Até 0,5 SM</i>	0,006	0,001	46,8%	-0,004	0,001	21,7%	0,004	0,001	2,9%	0,007	0,001	4,5%
<i>0,5 a 0,9 SM</i>	0,004	0,001	26,0%	-0,012	0,001	61,4%	0,006	0,001	3,9%	-0,003	0,001	-2,2%
<i>0,9 a 1,1 SM</i>	0,004	0,001	28,7%	0,028	0,001	-141,3%	-0,013	0,001	-8,3%	0,021	0,001	14,1%
<i>1,1 a 1,5 SM</i>	-0,003	0,000	-20,3%	-0,009	0,001	47,2%	0,014	0,001	9,1%	0,000	0,000	0,1%
<i>1,5 a 2 SM</i>	-0,034	0,001	-251,6%	0,026	0,001	-133,3%	0,001	0,002	0,6%	-0,007	0,002	-4,6%
<i>Mais de 2 SM</i>	0,039	0,002	289,9%	-0,034	0,002	174,3%	0,040	0,002	26,2%	0,046	0,002	31,5%
<i>Educação</i>	0,000	0,000	2,6%	0,000	0,000	-1,7%	0,000	0,000	0,3%	0,002	0,000	1,1%
<i>Idade</i>	0,001	0,000	8,8%	0,001	0,000	-5,4%	0,001	0,000	0,6%	0,004	0,001	2,8%
<i>Idade<sup>2</sup></i>	-0,001	0,000	-7,3%	-0,001	0,000	5,3%	-0,001	0,000	-0,6%	-0,003	0,001	-2,4%
<i>Mulher</i>	0,000	0,000	-0,3%	0,000	0,000	0,6%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	-0,2%
<i>Não branco</i>	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%
<i>Chefe familiar</i>	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	-0,2%	0,000	0,000	-0,1%	0,000	0,000	0,0%
<i>Região</i>	0,000	0,000	-1,5%	0,000	0,000	-0,4%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,1%
<i>Formal</i>	0,000	0,000	0,9%	0,000	0,000	-0,2%	0,000	0,000	-0,1%	0,000	0,000	0,1%
<i>Setor</i>	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%
<b>N =</b>	<b>250958</b>			<b>252271</b>			<b>237173</b>			<b>235860</b>		

\*\*Apenas trabalhadores com jornadas de trabalho de 40 horas ou mais por semana.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, homem, não chefe, não branco, região Sul, setor Agrícola. Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

**Tabela 10:** Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q90\*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados\*\* - Ano A – Ano B

	2014-2012			2016-2014			2018-2016			2018-2012		
	Coefficiente	Ero padrão	%	Coefficiente	Ero padrão	%	Coefficiente	Ero padrão	%	Coefficiente	Ero padrão	%
Predição A	8,356	0,004		8,354	0,005		8,401	0,005		8,401	0,005	
Predição B	8,347	0,004		8,349	0,004		8,355	0,005		8,347	0,004	
Diferença	0,009	0,006		0,005	0,006		0,046	0,007		0,054	0,007	
Estrutura	-0,064	0,005	-723,4%	0,025	0,005	478,6%	-0,042	0,007	-91,6%	-0,074	0,006	-137,1%
Composição	0,073	0,003	823,4%	-0,020	0,003	-378,6%	0,088	0,004	191,6%	0,127	0,004	237,1%
Até 0,5 SM	0,002	0,000	17,7%	-0,001	0,000	-24,3%	0,002	0,000	3,4%	0,002	0,000	3,0%
0,5 a 0,9 SM	0,001	0,000	12,1%	-0,003	0,000	-65,2%	0,002	0,000	5,4%	-0,001	0,000	-1,8%
0,9 a 1,1 SM	0,001	0,000	15,7%	0,010	0,000	191,8%	-0,006	0,000	-13,3%	0,007	0,000	14,0%
1,1 a 1,5 SM	-0,005	0,000	-51,6%	-0,007	0,000	-131,7%	0,015	0,001	31,5%	0,000	0,000	0,3%
1,5 a 2 SM	0,011	0,001	127,7%	-0,008	0,000	-144,6%	0,000	0,001	-7,7%	0,002	0,001	4,2%
Mais de 2 SM	0,046	0,002	514,8%	-0,036	0,002	-693,6%	0,057	0,003	124,2%	0,054	0,002	100,8%
Educação	0,009	0,001	100,6%	0,014	0,001	277,9%	0,017	0,001	36,6%	0,040	0,001	74,5%
Idade	0,010	0,001	107,8%	0,015	0,002	294,7%	0,008	0,001	16,8%	0,033	0,004	61,7%
Idade <sup>2</sup>	-0,001	0,001	-8,6%	-0,003	0,001	-48,3%	-0,001	0,001	-2,2%	-0,003	0,004	-5,0%
Mulher	0,000	0,000	-2,6%	-0,001	0,000	-12,5%	0,000	0,000	-0,8%	-0,002	0,000	-3,5%
Não branco	-0,002	0,000	-17,4%	-0,001	0,000	-26,4%	-0,003	0,000	-5,5%	-0,005	0,000	-10,0%
Chefe família	0,000	0,000	2,2%	0,001	0,000	14,1%	-0,002	0,000	-3,9%	-0,001	0,000	-1,7%
Região	0,001	0,000	7,8%	-0,001	0,000	-11,9%	0,000	0,000	-0,4%	0,000	0,000	0,8%
Formal	0,000	0,000	-3,0%	0,000	0,000	0,9%	0,000	0,000	-0,1%	0,000	0,000	-0,3%
Setor	0,000	0,000	0,3%	0,000	0,000	0,4%	0,000	0,000	-0,1%	0,000	0,000	0,1%
N =	250958			252271			237173			235860		

\*\*Apenas trabalhadores com jornadas de trabalho de 40 horas ou mais por semana.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, homem, não chefe, não branco, região Sul, setor Agrícola.

Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

Analisando o percentil 90 da distribuição de rendas (tabela 10, acima), vemos um aumento da renda (ainda que pouco) entre 2012 e 2018 (última coluna), mesmo com o efeito estrutura contribuindo para reduzir a renda deste percentil, a educação (74,5%) e a idade (61,7%) contribuíram fortemente para o efeito composição aumentar a renda (diferentemente dos outros percentis). Com exceção da faixa anterior ao SM exato (0,5 a 1,1 SM) e da faixa seguinte (1,1 a 1,5 SM) que não foi estatisticamente significativa, todas as faixas contribuíram com o aumento da renda dos ocupados no 90º percentil, com a faixa de mais de 2 SM, novamente, sendo a principal influência no aumento da renda, seguida pela faixa do SM exato (0,9 a 1,1 SM), que apesar de também contribuir para aumentar a renda, tem um efeito bem menor do que a faixa de mais de 2 SM (14%). Coincidindo com a análise de Brito (2015) para o p90 entre 1995 e 2011, ter mais mulheres e mais não brancos também contribuiu para reduzir a renda dos 10% mais ricos entre 2012 e 2018.

Observando os subperíodos, os dois primeiros (2012-2014 e 2014-2016) não tiveram mudanças estatisticamente significativas no rendimento do 90º percentil, portanto, analisaremos apenas o subperíodo 2016-2018. Entre 2016 e 2018, apesar do efeito estrutura ter contribuído negativamente, o rendimento do p90 aumentou devido ao efeito composição ter tido uma contribuição positiva, superando o efeito estrutura negativo. Os maiores contribuintes para o efeito composição positivo foram a faixa de mais de 2 SM (124,2%) e educação (36,6%), além desses, a idade também contribuiu para aumentar a renda (16,8%). Por outro lado, a faixa exata do SM (0,9 a 1,1 SM) contribuiu para reduzir o rendimento do p90 (-13,3%), assim como ter mais mulheres, não brancos e chefes de família (-0,8%, -5,5% e -3,9%, respectivamente) entre os ocupados.

Isto posto, após analisarmos estes três percentis da distribuição de rendas do trabalho (p10, p50 e p90), podemos concluir que a cauda inferior da distribuição sofre poucas alterações advindas da educação, sendo mais influenciada pelas faixas de SM, ou seja, pela política de salário mínimo, já na

cauda superior, a política de salário mínimo continua tendo efeitos relevantes, mas ao contrário da cauda inferior, a educação e a idade também têm fortes influências sobre a renda. Por isso, a maior escolarização contribuiu para aumentar a renda dos mais ricos em relação aos mais pobres, o que, consequentemente, afetou de maneira positiva a renda média, embora serviu para aumentar a desigualdade de renda. Entretanto, a pequena valorização do salário mínimo acabou contribuindo para aumentar a renda dos mais ricos (aumento do peso da faixa mais de 2 salários mínimos), enquanto diminuiu a dos mais pobres, além de ter afetado positivamente a renda média e aumentado a desigualdade de rendas.

### 6.3. Efeito estrutura (índice de Gini)

Por último, analisaremos o impacto de cada variável explicativa na variável dependente para a parte não explicada, ou seja, para o efeito estrutura da decomposição para o índice de Gini. A parte não explicada tem um fator residual que é identificado pela constante do modelo, a qual, quanto maior seu peso, pior é o ajuste do modelo.

*Tabela 11:* Decomposição de Oaxaca-Blinder (Gini\*) para o logaritmo do salário no trabalho principal  
dos ocupados\*\* (efeito estrutura) - Ano A – Ano B

	2014-2012			2016-2014			2018-2016			2018-2012		
	<i>%</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>%</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>%</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>%</i>	<i>Erro padrão</i>	
Predição A	0,058	0,000	0,057	0,000	0,057	0,000	0,057	0,000	0,057	0,000	0,000	
Predição B	0,058	0,000	0,058	0,000	0,057	0,000	0,058	0,000	0,058	0,000	0,000	
Diferença	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000	0,000	
Composição	0,001	0,000	-130,7%	0,001	-303,1%	0,001	1492,7%	0,002	0,002	0,000	-265,8%	
Estrutura	-0,001	0,000	230,7%	-0,002	403,1%	-0,001	-1392,9%	-0,003	0,000	0,000	365,8%	
Até 0,5 SM	0,001	0,000	-184,2%	-0,001	139,1%	0,000	792,7%	0,001	0,000	0,000	-93,0%	
0,5 a 0,9 SM	0,000	0,000	-90,4%	-0,001	205,8%	0,001	1487,1%	0,001	0,000	0,000	-63,8%	
0,9 a 1,1 SM	0,000	0,000	96,7%	0,000	-75,2%	0,000	-665,5%	0,000	0,000	0,000	48,3%	
1,1 a 1,5 SM	-0,001	0,000	158,7%	0,001	-241,1%	0,000	-943,6%	0,000	0,000	0,000	45,1%	
1,5 a 2 SM	-0,001	0,000	151,0%	0,001	-190,7%	-0,001	-1491,2%	-0,001	0,000	0,000	100,1%	
Mais de 2 SM	-0,004	0,000	954,9%	0,003	-678,9%	-0,003	0,000	-6484,6%	-0,005	0,000	574,4%	
Educação	0,004	0,001	-786,1%	-0,005	1168,6%	-0,001	-1769,7%	-0,002	0,001	0,001	247,5%	
Idade	0,000	0,003	-38,2%	-0,001	0,003	236,2%	0,000	0,003	560,1%	-0,001	0,003	
Idade <sup>2</sup>	0,001	0,002	-215,5%	-0,001	348,4%	0,000	0,002	300,2%	0,000	0,002	29,0%	
Mulher	-0,001	0,000	215,5%	0,000	-81,7%	0,000	0,000	-904,4%	0,000	0,000	35,2%	
Não branco	0,000	0,000	40,9%	0,000	-36,6%	0,000	0,000	-507,7%	0,000	0,000	37,3%	
Chefe familiar	0,000	0,000	-21,7%	0,000	112,5%	0,000	0,000	381,6%	0,000	0,000	18,2%	
Região	0,001	0,000	-118,4%	0,000	3,7%	-0,001	0,000	-1220,9%	0,000	0,000	12,6%	
Formal	0,002	0,000	-354,9%	0,000	2,6%	0,000	0,000	58,3%	0,002	0,000	-200,7%	
Sector	0,001	0,000	-262,1%	-0,003	688,6%	0,001	0,000	2766,2%	0,000	0,000	24,2%	
Constante	-0,004	0,002	867,2%	0,005	-1198,3%	0,003	0,002	6248,6%	0,004	0,002	-510,5%	
<b>N =</b>	<b>250958</b>				<b>252271</b>			<b>237173</b>			<b>235860</b>	

\*Calculado com Regressão RIF.

\*\*Apenas trabalhadores com jornadas de trabalho de 40 horas ou mais por semana.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, homem, não chefe, não branco, região Sul, setor Agrícola. Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria.

Conforme vimos anteriormente, apesar de não ter ocorrido mudanças consideráveis no índice de Gini para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados entre 2012 e 2018 (de 0,058 para 0,057), com subperíodos (como 2012-2014 e 2018-2016) sem mudança significativa, o efeito estrutura contribuiu para reduzir a desigualdade de rendas do trabalho principal, sendo superior à contribuição do efeito composição no aumento da desigualdade, a qual analisamos na seção anterior. Isto posto, analisaremos detalhadamente o efeito estrutura para a decomposição do índice de Gini, visto que nosso objetivo, assim como Brito (2015) fez para 1995-2011, é medir a contribuição do salário mínimo na distribuição de rendas entre 2012 e 2018.

Na tabela acima (tabela 11) trouxemos a decomposição detalhada para o efeito estrutura no índice de Gini. Cabe ressaltar que, novamente, devido a relativa estabilidade entre os subperíodos, alguns componentes da decomposição podem ter tido suas contribuições exageradas, não representando a sua real contribuição para o efeito estrutura. Portanto, analisaremos apenas os subperíodos 2012-2014, 2014-2016 (por conta da diferença entre 2016 e 2018 não ter sido significativa) e o período completo (2012-2018). Apesar desta relativa estabilidade, a desigualdade intra grupos afetou negativamente, isto é, o efeito estrutura contribuiu para reduzir a desigualdade em todos os subperíodos.

Quando olhamos para as faixas de salário mínimo para o período 2016-2018, observamos que para o efeito composição, apenas a faixa de até 0,5 SM contribuiu para reduzir a desigualdade, sendo a única faixa com efeito distributivo, o que não foi suficiente para reduzir a desigualdade como um todo, visto que foi a faixa com o menor peso dentre os ocupados, sendo a faixa de mais de 2 SM a com maior peso. Porém, para a desigualdade intra grupos, as faixas até 0,9 SM contribuíram para aumentar a desigualdade, isto é, tiveram um efeito concentrador. Enquanto para o efeito composição, as faixas mais importantes para reduzir a desigualdade foram a faixa exata do

mínimo (0,9 a 1,1 SM) e a faixa de mais de 2 SM, para o efeito estrutura, as mais importantes foram as faixas de 1,5 a 2 SM (100,1%) e mais de 2 SM (574,4%). De 0 a 0,9 SM (isto é, as duas primeiras faixas), a desigualdade intra grupos cresceu, com maior relevância na primeira faixa (até 0,5 SM), com contribuição de 93% no aumento da desigualdade de rendas, seguida por 63,8% da faixa de 0,5 a 0,9 SM.

Diferentemente da desigualdade entre grupos (efeito composição), no qual a educação teve um efeito concentrador, esta teve um efeito distributivo na desigualdade intra grupos (efeito estrutura), contribuindo com 247,5% para a redução da desigualdade. Como a quantidade de pessoas com mais educação vem crescendo ao longo dos anos, estes têm se tornado mais homogêneos, com isso, reduzindo a desigualdade intra grupos. A variável idade (experiência) não foi significativa.

Já no caso das mulheres, assim como no efeito composição, também tiveram efeito distributivo no efeito estrutura, mostrando que estas estão se tornando mais homogêneas no mercado de trabalho, contribuindo para reduzir a desigualdade intra grupos. A variável dos não brancos também não foi significativa.

Para o período completo, o SM exato (0,9 a 1,1 SM) contribuiu em 48,3% no efeito estrutura para reduzir a desigualdade. No caso do efeito expandido do SM (0,5 a 1,5 SM), a contribuição foi de 29,6%. As variáveis que mais contribuíram para reduzir a desigualdade intra grupos foram a faixa de mais de 2 SM, educação e faixa de 1,5 a 2 SM, onde vemos que as faixas de SM foram as principais contribuintes.

Analizando os subperíodos, podemos ver que a constante foi consideravelmente alta, visto que quase não teve reduções da desigualdade nos períodos analisados. Esta constante pode estar absorvendo aspectos macroeconômicos que afetam os trabalhadores de forma igual. Entre 2012 e 2014 (primeira coluna da tabela 11), as faixas de 0,9 até mais de 2 SM foram responsáveis por reduzir a desigualdade intra grupos,

principalmente as faixas de mais de 2 SM e a faixa seguinte ao SM exato (1,1 a 1,5 SM), com 954,9% e 158,7%, respectivamente. Novamente vemos a forte influência da faixa de mais de 2 SM. Vemos também, que a faixa de até 0,5 SM teve um forte efeito (184,2%) para aumentar a desigualdade intra grupos.

Entre 2014 e 2016 (período em que o mínimo teve seu maior valor real e em que houve a maior redução da desigualdade), ocorreu o inverso do período anterior, com exceção das duas faixas iniciais (até 0,5 SM e 0,5 a 0,9 SM), todas as faixas contribuíram para aumentar a desigualdade intra grupos, com a última faixa sendo a maior contribuinte para o aumento da desigualdade. Porém, como o efeito estrutura foi distributivo, a variável que mais contribuiu para a redução da desigualdade foi a educação (seguida pelas duas faixas iniciais), mostrando que, talvez, sua desigualdade intra grupos tenha diminuído bastante entre 2014 e 2016. Este efeito distributivo da educação no efeito estrutura foi o oposto do ocorrido no efeito composição, onde a educação teve um efeito concentrador, não só para este subperíodo mas como para o período completo. Por fim, podemos concluir que a desigualdade intra grupos (efeito estrutura) foi fortemente influenciada pelo desempenho das variáveis educação e pelas duas faixas superiores do SM, além da faixa inferior do SM (até 0,5 SM), esta última com efeito concentrador. No efeito composição, as duas faixas superiores do SM e as variáveis educação e idade tiveram efeito concentrador (isto é, contribuíram para aumentar a desigualdade de rendas), já no efeito estrutura, essas mesmas variáveis causaram o oposto, tendo efeitos distributivos (com exceção da variável idade que não foi significativa), contribuindo para reduzir a desigualdade e tornar a distribuição de rendas do trabalho mais igualitária.

## VII. CONCLUSÃO

Nesta monografia, procuramos analisar o impacto que a política do salário mínimo teve na alteração da distribuição de rendas do trabalho principal entre 2012 e 2018, período seguinte ao analisado por Brito (2015), onde a autora analisou entre 1995 e 2011.

Para conseguirmos fazer tais análises, utilizamos a metodologia proposta por FFL (2009) de decomposição de Oaxaca-Blinder, que usa como variável dependente a função de influência recentrada (RIF) para outras estatísticas além da média (como Gini e percentis, aqui analisados), assim como foi feito em Brito (2015). Um dos resultados foi aplicar uma metodologia mais consistente para captar o impacto do salário mínimo na distribuição de rendas. Para estas decomposições, foram utilizados os microdados da PNAD Contínua.

Iniciamos com as alterações nos atributos dos ocupados com jornadas de pelo menos 40 horas por semana para cada subperíodo (2012-2014, 2014-2016 e 2016-2018), ou seja, as estatísticas descritivas. Algumas das mudanças ocorridas na formação dos trabalhadores foram o aumento do grau de educação, redução do peso de chefes de família, aumento do peso da mulher, aumento do peso do não branco e aumento do peso da formalização, além de aumento do peso do setor de educação e saúde e de alojamento e alimentação (setores que merecem maior destaque). Em relação as faixas de SM, o peso da faixa exata do SM (0,9 a 1,1 SM) diminuiu entre os ocupados enquanto o peso dos ocupados que ganharam mais de 2 SM foi a que mais aumentou.

Podemos traçar um paralelo entre nossos resultados e o cenário político e econômico no período. Já vimos nas estatísticas descritivas que a remuneração média em R\$ de 2018 e a proporção de ocupados em alguns setores de atividades (como construção) caíram de 2014 para 2016 (tabela 3), além disso, ao olharmos para a tabela 4, vemos que o logaritmo da renda na média e nos percentis 10 e 50 também caíram de 2014 para 2016, tais reduções vão de acordo com a ocorrência da crise econômica no Brasil de 2014, a qual teve a contração da economia em 2015 e 2016 (-3,5% em 2015 e -3,3% em 2016) como uma de suas consequências, além de também ter gerado desemprego (auge em março de 2017, com da distribuição de rendas do trabalho principal entre 2012 e 2018, período seguinte ao analisado por Brito (2015), onde a autora analisou entre 1995 e 2011.

Para conseguirmos fazer tais análises, utilizamos a metodologia proposta por FFL (2009) de decomposição de Oaxaca-Blinder, que usa como variável dependente a função de influência recentrada (RIF) para outras estatísticas além da média (como Gini e percentis, aqui analisados), assim como foi feito em Brito (2015). Um dos resultados foi aplicar uma metodologia mais consistente para captar o impacto do salário mínimo na distribuição de rendas. Para estas decomposições, foram utilizados os microdados da PNAD Contínua.

Iniciamos com as alterações nos atributos dos ocupados com jornadas de pelo menos 40 horas por semana para cada subperíodo (2012-2014, 2014-2016 e 2016-2018), ou seja, as estatísticas descritivas. Algumas das mudanças ocorridas na formação dos trabalhadores foram o aumento do grau de educação, redução do peso de chefes de família, aumento do peso da mulher, aumento do peso do não branco e aumento do peso da formalização, além de aumento do peso do setor de educação e saúde e de alojamento e alimentação (setores que merecem maior destaque). Em relação as faixas de SM, o peso da faixa exata do SM (0,9 a 1,1 SM) diminuiu entre os ocupados enquanto o peso dos ocupados que ganharam mais de 2 SM foi a que mais aumentou.

Podemos traçar um paralelo entre nossos resultados e o cenário político e econômico no período. Já vimos nas estatísticas descritivas que a remuneração média em R\$ de 2018 e a proporção de ocupados em alguns setores de atividades (como construção) caíram de 2014 para 2016 (tabela 3), além disso, ao olharmos para a tabela 4, vemos que o logaritmo da renda na média e nos percentis 10 e 50 também caíram de 2014 para 2016, tais reduções vão de acordo com a ocorrência da crise econômica no Brasil de 2014, a qual teve a contração da economia em 2015 e 2016 (-3,5% em 2015 e -3,3% em 2016) como uma de suas consequências, além de também ter gerado desemprego (auge em março de 2017, com taxa de 13,7%), aumento da inflação (10,67% em 2015 e ficando abaixo da meta em 2016, com 6,29%) e aumento nos juros (taxa Selic chegou a

14,25% ao ano em julho de 2015). Essa crise econômica foi acompanhada e intensificada por uma crise política (que também afetava a economia, aumentando incertezas e afastando investimentos), a qual resultou no *impeachment* da presidente Dilma Rousseff em agosto de 2016. De 2016 para 2018, o logaritmo da renda aumentou em todas as medidas analisadas (média, percentis 10, 50 e 90), pois foi no começo de 2017 que a economia começou a dar sinais de recuperação, ainda que fosse um processo longo e lento. O desempregou reduziu 4,8% em setembro de 2017, em comparação ao trimestre de maio, ainda que fosse 9,1% maior se comparado ao ano anterior. Ademais, a queda da inflação (condições favoráveis para aumentar o consumo) e a redução da taxa de juros Selic também contribuíram para que a economia voltasse a crescer. Outro fator observado da recuperação econômica em 2017 foi o crescimento das exportações (18,5% a mais que em 2016). Até que em 1º de março de 2018, o IBGE divulgou que o PIB nacional de 2017 aumentou em 1%, após dois anos seguidos de contração.

Analizando agora a decomposição padrão de Oaxaca-Blinder, isto é, para a média do rendimento do trabalho principal, observamos que o aumento do peso dos ocupados recebendo mais de 2 SM foi o maior responsável pelo aumento da renda média, a educação, apesar de ter contribuído menos do que algumas faixas de SM, também foi um dos fatores que tiveram mais impacto no efeito composição, que serviu para aumentar a renda média, evidenciando que quanto maior o peso de ocupados com maior grau de escolarização, maior o aumento da renda média. Isso nos leva a acreditar que o mercado de trabalho tem se tornado menos acessível, diminuindo a proporção de pessoas com menores rendimentos. O fato de o efeito composição ter sido superior ao efeito estrutura mostra que esses componentes analisados foram os mais explicativos para os comportamentos da renda média no mercado de trabalho brasileiro no período analisado.

Olhando agora a decomposição do índice de Gini, apesar da pouca mudança ocorrida no período, vemos que o efeito composição (desigualdade entre grupos) serviu para concentrar a renda (aumentar a desigualdade), enquanto o efeito estrutura (desigualdade intra grupos), o qual foi superior ao composição, serviu para desconcentrar a renda (reduzir a desigualdade) entre 2012 e 2018. Ao olharmos para as variáveis do efeito composição, destacam-se algumas faixas do SM (até 0,5 SM, faixa exata do SM e acima de 2 SM), a educação e a idade. O aumento do peso da educação serviu para aumentar a desigualdade, assim como a idade e as faixas exata e acima de 2 SM, enquanto dentre as faixas do mínimo, apenas a inferior (até 0,5 SM) contribuiu para reduzir a desigualdade. O aumento do peso das mulheres e dos não brancos entre os ocupados também contribuiu para desconcentrar a renda, com os não brancos tendo mais impacto. A formalização não mostrou ter efeitos na desigualdade, pois talvez haja uma correlação entre a formalidade e as faixas de SM, outro ponto que também foi observado em Brito (2015).

Quanto aos percentis 10, 50 e 90, a renda dos ocupados aumentou nos três entre 2012 e 2018. Tanto para o 10º percentil quanto para o 50º percentil, ambos os efeitos, composição e estrutura, contribuíram para aumentar a renda (ainda que o efeito estrutura tenha contribuído mais), enquanto para o 90º percentil, apenas o efeito composição contribuiu para aumentar a renda, superando o efeito estrutura negativo. No efeito composição, as faixas do SM exato e de mais de 2 SM foram as que mais impactaram, servindo para aumentar a renda no p50 e p90, enquanto dentre essas duas faixas, apenas a de mais de 2 SM contribuiu para aumentar a renda no p10, o que, mais uma vez, pode ser explicado pelo considerável aumento do peso da faixa superior do SM. As variáveis educação e idade não parecem ter afetado muito o p10 e o p50, enquanto tiveram efeitos consideráveis no p90, indo de acordo com o fato de que educação e experiência (idade) aumentam a renda média e aumentam a desigualdade, isto é, concentram a distribuição de rendas.

Agora para as diferenças inter-quantílicas, apenas a diferença 90-10 se reduziu entre 2012 e 2018, com a diferença 50-10 sofrendo um aumento no mesmo período. Mesmo com a diferença 90-10 se reduzindo, o aumento do peso da educação contribuiu para aumentar este diferencial (ainda que tenha contribuído para aumentar o diferencial 50-10, mas com menor intensidade). Vemos também que a política do SM afetou mais o diferencial 90-10 (visto que seu efeito composição foi maior do que no outro diferencial). Apesar disso, vemos novamente que a parte não explicada (efeito estrutura) foi a que mais impactou a distribuição de rendas, sendo superior ao efeito composição em ambos os diferenciais.

Evidenciando a variável da educação, vemos que no efeito composição ela contribuiu para aumentar a renda média e aumentar a desigualdade da distribuição de renda mensurada pelo índice de Gini e pelo diferencial 90-10. Porém, para o efeito estrutura, a educação teve o efeito oposto, contribuindo para reduzir a desigualdade captada pelo Gini. Isso indica que o aumento do grau de escolaridade no Brasil tem contribuído para reduzir a desigualdade intra grupos (efeito estrutura) e aumentar a desigualdade entre grupos (efeito composição). A educação teve um efeito total (isto é, composição e estrutura) distributivo de 131,6% no período 2012-2018.

Ao analisarmos ambos os efeitos composição e estrutura para a faixa de mais de 2 SM (a faixa com maior peso entre os ocupados e, consequentemente, a que mais impactou nas decomposições), vemos que esta teve um fortíssimo efeito distributivo na distribuição de rendas do trabalho (525,8%) entre 2012 e 2018.

Seguindo o raciocínio acima (feito para educação e faixa de mais de 2 SM), ao olharmos para a posição de ocupados nas faixas de SM e considerarmos que o efeito direto da política de salário mínimo, assim como em Brito (2015), é captado pela faixa de 0,9 a 1,1 SM, observamos um efeito concentrador de -86,5% do SM entre 2012 e 2018, onde -134,8% são do efeito composição e 48,3% do estrutura. Entretanto, ao considerarmos um efeito expandido do SM (0,5 a

1,5 SM), ou seja, considerando também possíveis *spillovers* do salário mínimo e efeitos de numerário, o efeito seria concentrador em -109,7%, dos quais -139,3% são do efeito composição e 29,6% são do efeito estrutura. Uma possível explicação para os possíveis efeitos de *spillover* e numerário envolvendo as faixas de 0,5 a 0,9 SM (faixa anterior ao SM exato) e 1,1 a 1,5 SM (faixa seguinte ao SM exato) é a ocorrência de um aumento no peso dos ocupados na faixa anterior ao SM exato e uma redução no peso na faixa seguinte, ainda que estes aumentos e reduções não tenham sido muito altos.

Este resultado foi o oposto do encontrado por Brito (2015) para o período 1995-2011 (pois, não só a valorização do SM foi bem maior que entre 2012-2018, mas o SM também teve uma perda do seu papel distributivo), onde tanto o efeito direto quanto o efeito expandido do salário mínimo contribuíram para reduzir a desigualdade, tendo efeito desconcentrador na distribuição da renda. A diferença foi que, entre 1995 e 2011, o efeito composição de ambos os efeitos do SM (direto e expandido) foi distributivo, já entre 2012 e 2018, o efeito composição foi concentrador. Isso deixa claro que as diferenças entre grupos pesaram mais do que as diferenças intra grupos, afetando negativamente a distribuição de rendas.

Assim sendo, podemos chegar à conclusão de que o salário mínimo teve um impacto importante no comportamento da distribuição de rendas do trabalho principal entre 2012 e 2018, ainda que ambos os efeitos do SM, direto e expandido, tenham sido concentradores. Isto porque a pequena valorização do salário mínimo, se comparada ao período analisado por Brito (2015), foi acompanhada pela redução do peso da faixa exata do salário mínimo na distribuição de rendimentos do trabalho e pelo aumento da faixa acima de dois salários mínimos, o que pode ter enfraquecido seu potencial de aumentar a renda da base da distribuição. Observando os subperíodos, vemos que o salário mínimo, em geral, teve um efeito distributivo principalmente entre 2016 e 2018, enquanto no período 2014-2016 seu efeito foi concentrador. Entre 2014 e 2016, a redução da renda na cauda inferior junto com o aumento da renda na cauda superior

não contribuiu para diminuir a desigualdade, já para o período 2016-2018, apesar da evolução positiva da cauda superior, a evolução também positiva da cauda inferior contribuiu para reduzir a desigualdade.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, Solange Ávila e Paulo Wollny, que sempre me apoiaram e me deram toda a estrutura necessária para que eu conseguisse estudar com paz e tranquilidade nesses quatro anos de faculdade. À minha irmã, Bruna, que mesmo longe nunca deixou de acreditar em mim e de sempre mandar energias positivas. À minha tia Nice, por todo o apoio, carinho e confiança. E também à minha avó, pelo apoio e suporte.

Agradeço em especial à minha orientadora, Vivian Almeida, por ter despertado em mim o interesse pelo lado social da economia e por ter tido confiança em mim para realizar esta monografia, além de seu apoio. Ao professor Tiago Sayão, que me acompanhou desde o meu primeiro ano de faculdade, sempre solícito e que nunca recusou em ajudar um aluno, mesmo com questões que não eram de suas disciplinas. Ao professor e coordenador Ricardo Macedo, por ter me ouvido e apoiado durante um momento difícil em minha vida, no meu quinto período de faculdade. E também a todos os meus professores ao longo desses quatro anos, os quais, sem eles, eu não seria capaz de realizar esta monografia.

Por último, mas não menos importante, agradeço à minha querida amiga Amanda Bastos, que conheci na faculdade e tenho certeza de que levarei para a vida, por sempre ter me apoiado, sempre ter oferecido seu ombro para me ouvir, me aconselhar por horas, sempre me botar para cima e por ser uma ótima amiga. E à minha amiga Cassiane, por todo seu carinho, que apesar de também estar longe, sempre acreditou no meu potencial e por ser uma amiga tão especial para mim.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

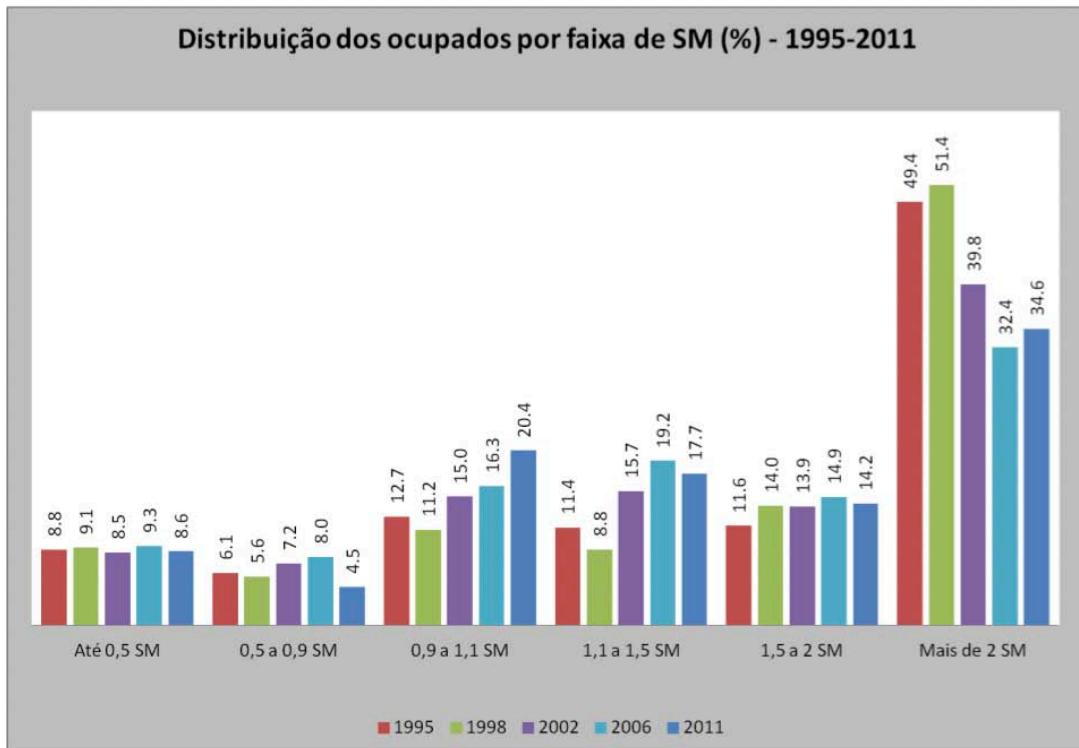
1. AFONSO, Luís Eduardo et al. O salário mínimo como instrumento de combate à pobreza extrema: estariam esgotados seus efeitos?. *Econ. Apl.*, Ribeirão Preto, v. 15, n. 4, p. 559-593, Dec. 2011.
2. AUTOR, David H.; MANNING, Alan; SMITH, Christopher L. The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8 (1): 58-99, 2016.
3. CARD, David; KRUEGER, Alan. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review*, 84(4), 772-793, 1994.
4. FIELDS, Gary S.; KANBUR, Ravi. Minimum Wages and Poverty, Working Papers 127086, Cornell University, Department of Applied Economics and Management, 2005
5. FIRPO, Sergio; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 953-973, May 2009.
6. HOFFMANN, Rodolfo. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo., *Economia e Sociedade*, Campinas (11): 199–221, dez 2008
7. KARAKITSIOS, Alexandros; MATSAGANIS, Manos. Minimum Wage Effects on Poverty and Inequality, DEOS Working Papers 1801, Athens University of Economics and Business, 2018.
8. LEMIEUX, Thomas. The Changing Nature of Wage Inequality, NBER Working Papers 13523, National Bureau of Economic Research, Inc., 2007.
9. MEDEIROS, Marcelo; FERREIRA DE SOUZA, Pedro H. G.; ÁVILA DE CASTRO, Fábio. A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. *Ciênc. saúde coletiva*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 4, p. 971-986, Apr. 2015.
10. MENEZES-FILHO, Naercio; DE SOUZA RODRIGUES, Eduardo Augusto. Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica. *Rev. Bras. Econ.*, Rio de Janeiro, v. 63, n. 3, p. 277-298, Sept. 2009.
11. NEUMARK, David; SCHWEITZER, Mark; WASCHER, William. The effects of minimum wages throughout the wage distribution. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper, n. 7519, February 2000.
12. PELEK, Selin. The impact of the minimum wage on the wage distribution: Evidence from Turkey, GIAM Working Papers 13-8, Galatasaray University Economic Research Center, 2013.
13. Portal Brasil-História do Salário Mínimo - <https://www.portalbrasil.net/salariominimo.htm>
14. RAMOS, Lauro; VIEIRA, Lucia. Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes., Texto para Discussão n. 803, IPEA, Rio de Janeiro. 2001.
15. SABOIA, João. Efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda no Brasil no período 1995/2005 – Resultados de simulações. *Econômica*, v. 9, n. 2, 2007.
16. SABOIA, João; HALLAK NETO, João. Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil a partir dos anos 2000\*. *Econ. soc.*, Campinas, v. 27, n. 1, p. 265-285, abr. 2018.
17. SCALIONI BRITO, Alessandra. O papel do salário mínimo na redução da desigualdade na distribuição de renda no Brasil entre 1995 e 2013. Tese (Doutorado)–Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade Federal Fluminense, Niterói, ago. 2015.
18. SILVA DA CUNHA, Marina; VASCONCELOS, Marcos Roberto. Evolução da desigualdade na distribuição dos salários no Brasil. *Econ. Apl.*, Ribeirão Preto, v. 16, n. 1, p. 105-136, Mar. 2012.
19. SOARES, Sergei. O Impacto Distributivo do Salário Mínimo: A Distribuição Individual dos Rendimentos do Trabalho, Texto para Discussão n. 873, IPEA, Rio de Janeiro, 2002.
20. STEWART, Mark B. Wage inequality, minimum wage effects and spillovers. Working Paper. Coventry: University of Warwick. Dept.

of Economics. Warwick economics research paper series (TWERPS), Vol.2011, No.965, 2011.

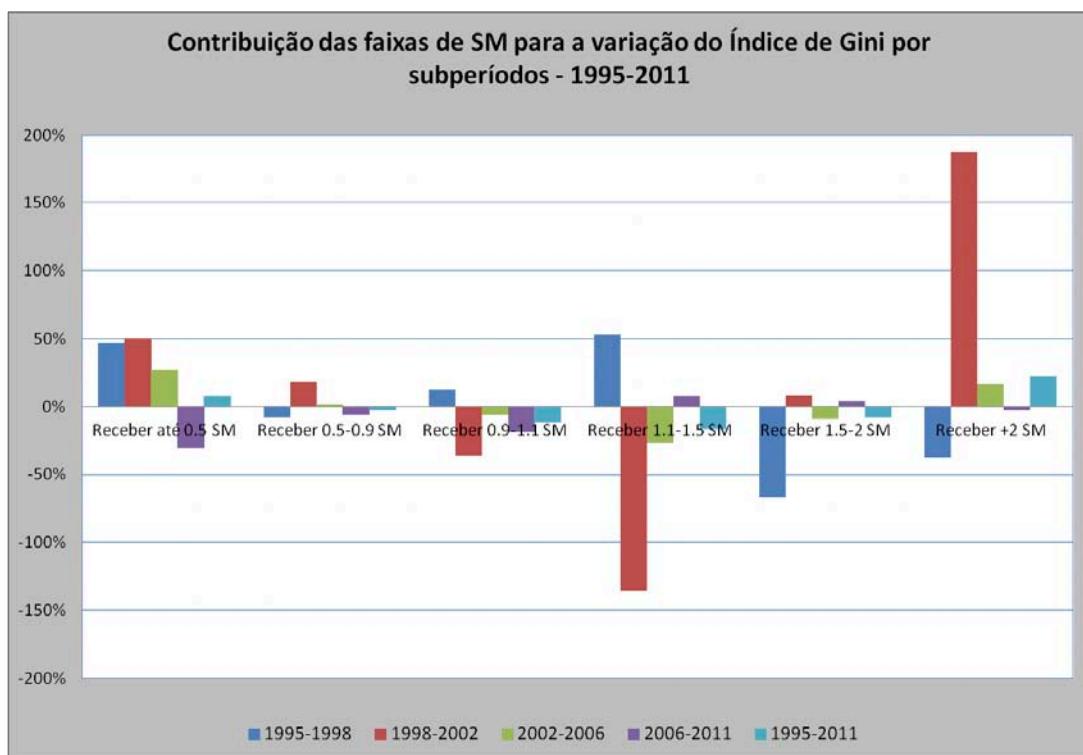
21. ULYSSEA, Gabriel; FOGUEL, Miguel. Efeitos do Salário Mínimo sobre o Mercado de

Trabalho Brasileiro, Texto para Discussão n. 1168, IPEA, Rio de Janeiro, 2006.

## ANEXO



*Fonte: Brito (2015, p. 58)*



Fonte: Brito (2015, p. 71)

*Figura 2A*

*Tabela 1A:* Variação (em pontos percentuais) da proporção em cada subperíodo 2014-2012 2016-2014 2018-2016

	2014-2012	2016-2014	2018-2016
<b>Faixa de SM</b>			
Até 0,5 SM	-1,1	0,9	-0,2
0,5 a 0,9 SM	-0,5	2,1	-1,1
0,9 a 1,1 SM	-0,6	-4,7	2,0
1,1 a 1,5 SM	1,6	2,7	-4,4
1,5 a 2 SM	-3,2	2,5	0,0
Mais de 2 SM	3,7	-3,3	3,7
<b>Escolaridade</b>			
Menos de 1 ano	-0,3	-0,1	-0,9
De 1 a 3 anos	-0,4	-0,5	-1,3
De 4 a 7	-1,2	-1,6	-0,2
De 8 a 10	-0,2	-1,6	-1,0
11 e mais	2,1	3,8	3,4
<b>Região</b>			
CO	0,0	-0,1	0,4
NE	0,7	-0,6	-0,9

Norte	0,4	0,0	0,1
SE	-0,7	0,3	0,2
Sul	-0,4	0,4	0,1
<b>Dummies</b>			
Chefe da família	0,2	0,8	-1,9
Mulher	0,2	1,1	0,6
Não branco	0,9	0,9	1,2
Formal	1,3	0,5	-1,2
<b>Setor de Atividade</b>			
Agricultura	-0,3	0,3	-0,5
Indústria geral	-0,3	-1,9	-0,3
Informação, comunicação e atividades financeiras	0,5	-0,5	0,8
Construção	-0,2	-1,0	-1,3
Comércio e reparação	-0,2	0,0	0,0
Alojamento e alimentação	0,2	0,5	0,5
Transporte, armazenagem e correio	-0,1	0,3	0,1
Administração pública, defesa e segurança social	0,1	-0,3	0,0
Educação, saúde e serviços sociais	0,7	1,9	0,4
Serviços domésticos	-0,5	0,5	-0,2
Outros serviços	0,0	0,3	0,3
Outros	0,0	0,0	0,0

*Faixa de SM*

*Tabela 2A:* Estatísticas descritivas

Variáveis	2012			2014			2016			2018		
	N	%	DP									
<b>Faixa de SM</b>												
Ate 0,5 SM	123386	7,3	0,26	131302	6,3	0,24	124787	7,1	0,26	116845	6,9	0,25
0,5 a 0,9 SM	123386	6,6	0,25	131302	6,0	0,24	124787	8,1	0,27	116845	7,0	0,26
0,9 a 1,1 SM	123386	23,4	0,42	131302	22,8	0,42	124787	18,1	0,38	116845	20,1	0,40
1,1 a 1,5 SM	123386	16,7	0,37	131302	18,3	0,39	124787	21,0	0,41	116845	16,5	0,37
1,5 a 2 SM	123386	16,2	0,37	131302	13,1	0,34	124787	15,5	0,36	116845	15,5	0,36
Mais de 2 SM	123386	29,8	0,46	131302	33,5	0,47	124787	30,2	0,46	116845	33,9	0,47
<b>Escolaridade</b>												
Menos de 1 ano	123386	3,9	0,19	131302	3,6	0,19	124787	3,5	0,18	116845	2,6	0,16
De 1 a 3 anos	123386	6,2	0,24	131302	5,8	0,23	124787	5,3	0,22	116845	3,9	0,19
De 4 a 7	123386	21,6	0,41	131302	20,4	0,40	124787	18,9	0,39	116845	18,7	0,39
De 8 a 10	123386	18,1	0,38	131302	17,9	0,38	124787	16,3	0,37	116845	15,2	0,36

11 e mais	123386	50,2	0,50	131302	52,3	0,50	124787	56,1	0,50	116845	59,6	0,49
<b>Região</b>												
CO	123386	11,5	0,32	131302	11,6	0,32	124787	11,4	0,32	116845	11,9	0,33
NE	123386	25,4	0,44	131302	26,1	0,44	124787	25,5	0,44	116845	24,6	0,43
Norte	123386	11,9	0,32	131302	12,3	0,33	124787	12,3	0,33	116845	12,4	0,46
SE	123386	30,6	0,46	131302	29,8	0,46	124787	30,2	0,46	116845	30,4	0,41
Sul	123386	20,6	0,40	131302	20,2	0,40	124787	20,6	0,40	116845	20,7	0,32
<b>Dummies</b>												
Chefe da família	123386	51,1	0,50	131302	51,3	0,50	124787	52,1	0,50	116845	50,1	0,50
Mulher	123386	33,6	0,47	131302	33,9	0,47	124787	35,0	0,48	116845	35,6	0,48
Não branco	123386	53,8	0,50	131302	54,7	0,50	124787	55,6	0,50	116845	56,8	0,50
Formal	123386	82,8	0,38	131302	84,1	0,37	124787	84,6	0,36	116845	83,5	0,37
<b>Setor de Atividade</b>												
Agricultura	123386	13,9	0,35	131302	13,5	0,34	124787	13,8	0,35	116845	13,3	0,34
Indústria geral	123386	15,4	0,36	131302	15,2	0,36	124787	13,3	0,34	116845	13,0	0,34
Informação, comunicação e atividades	123386	9,1	0,29	131302	9,5	0,29	124787	9,0	0,29	116845	9,8	0,30
Construção	123386	10,1	0,30	131302	10,0	0,30	124787	9,0	0,29	116845	7,7	0,27
Comércio e reparação	123386	21,0	0,41	131302	20,8	0,41	124787	20,8	0,41	116845	20,8	0,41
Alojamento e alimentação	123386	4,1	0,20	131302	4,3	0,20	124787	4,9	0,21	116845	5,4	0,23
Transporte, armazenagem	123386	5,0	0,22	131302	5,0	0,22	124787	5,3	0,22	116845	5,4	0,23
Administração pública, defesa e segurança social	123386	6,2	0,24	131302	6,3	0,24	124787	6,0	0,24	116845	6,0	0,24
Educação, saúde e serviços sociais	123386	6,6	0,25	131302	7,3	0,26	124787	9,2	0,29	116845	9,6	0,29
Serviços domésticos	123386	5,2	0,22	131302	4,7	0,21	124787	5,2	0,22	116845	5,0	0,22
Outros serviços	123386	3,3	0,18	131302	3,4	0,18	124787	3,6	0,19	116845	3,9	0,19
Atividades mal definidas	123386	0,1	0,02	131302	0,0	0,01	124787	0,0	0,01	116845	0,1	0,02

Fonte: PNAD Contínua. Elaboração própria