



Uma nota sobre a política de salário mínimo: O efeito concentrador na distribuição de renda para o período 2012-2018

Paulo Henrique Wollny 
Economista pelo Ibmec, Brasil

Alessandra Scaloni Brito 
Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Brasil

Vivian Vicente de Almeida 
Ibmec e GATE-MPRJ, Brasil

O objetivo deste trabalho 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 Firpo et al. (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, 2018), 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 possibilitam 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 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 número, contribuíram para aumentar a desigualdade de renda no Brasil.

Palavras-chave. Salário mínimo, Distribuição de renda, Desigualdade, Decomposição, Oaxaca-Blinder.

Classificação JEL. J30, J38, H53, E24.

1. Introdução

Nesta nota apresentamos análises de decomposição, evidenciando os efeitos composição (parte explicada pelas características dos grupos observados) e estrutura (parte

Paulo Henrique Wollny : paulohwollny@gmail.com

Alessandra Scaloni Brito : alessandra.scalioni@gmail.com

Vivian Vicente de Almeida : vivianva@gmail.com

não explicada, ou seja, diferenças na reação às características entre os grupos) na distribuição de rendas do trabalho.

2. Análises

A Figura 1 ilustra a distribuição dos ocupados maiores de 14 anos e com jornada de 40 horas semanais ou mais por faixa de SM, ou seja, o peso de cada faixa.

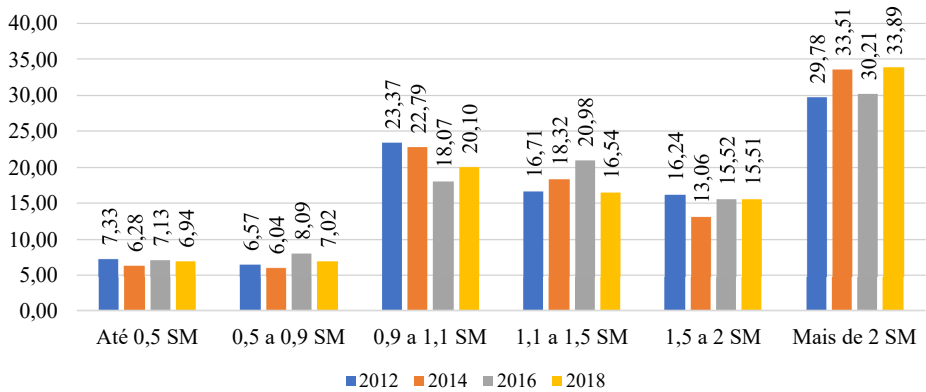


Figura 1. Distribuição dos ocupados por faixa de SM (%) – 2012-2018

2.1 Análise agregada

Iniciaremos pela decomposição padrão de Oaxaca-Blinder, a qual examina a diferença de rendimentos médios entre dois grupos, no nosso caso, períodos. Na sequência, analisaremos outros pontos da distribuição de rendimentos (10º percentil, 50º percentil e 90º percentil) e o índice de Gini.

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 1, 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.

Ao observarmos diferentes medidas além da média, no caso do índice de Gini (coluna B da Tabela 1) 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

Tabela 1.: Resultados Agregados da decomposição para Média, Gini e Percentis (p10, p50 e p90)

	Média (A)		Gini* (B)		p10* (C)		p50* (D)		p90* (E)	
	Coef.	%	Coef.	%	Coef.	%	Coef.	%	Coef.	%
2018-2012										
Predição 2018	7,35		0,057		6,696		7,314		8,401	
Predição 2012	7,25		0,058		6,597		7,168		8,347	
Mudança total	0,10		-0,001		0,099		0,146		0,054	
Efeito estrutura	0,02	17,5%	-0,003	365,8%	0,052	52,7%	0,081	55,2%	-0,074	-137,1%
Efeito composição	0,08	82,5%	0,002	-265,8%	0,047	47,3%	0,065	44,8%	0,127	237,1%
2014-2012										
Predição 2014	7,31		0,058		6,687		7,182		8,356	
Predição 2012	7,25		0,058		6,597		7,169		8,347	
Mudança total	0,06		0,000		0,090		0,014		0,009	
Efeito estrutura	0,01	9,1%	-0,001	230,7%	0,020	22,1%	-0,003	-23,0%	-0,064	-723,4%
Efeito composição	0,05	90,9%	0,001	-130,7%	0,070	77,9%	0,017	123,0%	0,073	823,4%
2016-2014										
Predição 2016	7,30		0,057		6,648		7,162		8,354	
Predição 2014	7,31		0,058		6,690		7,182		8,349	
Mudança total	-0,01		0,000		-0,042		-0,020		0,005	
Efeito estrutura	0,02	-288,7%	-0,002	403,1%	0,099	-237,1%	-0,014	71,9%	0,025	478,6%
Efeito composição	-0,03	388,7%	0,001	-303,1%	-0,141	337,1%	-0,006	28,1%	-0,020	-378,6%
2018-2016										
Predição 2018	7,35		0,057		6,696		7,314		8,401	
Predição 2016	7,30		0,057		6,644		7,162		8,355	
Mudança total	0,05		0,000		0,052		0,152		0,046	
Efeito estrutura	-0,01	-24,2%	-0,001	-1392,9%	-0,057	-111,1%	0,099	65,4%	-0,042	-91,6%
Efeito decomposição	0,06	124,2%	0,001	1492,7%	0,109	211,1%	0,052	34,6%	0,088	191,6%

* Regressão RIF.

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. O rendimento dos 10% mais pobres aumentou em 1,50%, a mediana em 2,04% e o dos 10% mais ricos em 0,64%.

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.

Tabela 2. Resultados Agregados da decomposição para as diferenças interquantílicas 90-10 e 50-10

	90-10*		50-10*	
	Coefficiente	%	Coefficiente	%
2018-2012				
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%
2014-2012				
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%
2016-2014				
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%
2018-2016				
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.

Uma medida alternativa de desigualdade de renda é a diferença interquantílica, a qual apresentaremos na Tabela 2. 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.

Houve uma pequena redução na diferença entre os 10% mais ricos e os 10% mais pobres da distribuição de rendas, de 1,750 em 2012 para 1,705 em 2018. Porém, a diferença entre a mediana e os 10% mais pobres da distribuição aumentou, de 0,572 para 0,618.

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 componente 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.

Para identificar o efeito do piso salarial, como em Brito (2015), 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. Seguindo 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 numérico (de 0,5 a 1,5 SM).

2.2 Efeito composição (análise detalhada)

Na Tabela 3 foi realizada a decomposição da média do logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados com jornadas de 40 horas semanais ou mais.

O efeito composição foi mais importante para este aumento do que o efeito estrutura (última coluna da Tabela 3). 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). 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

Tabela 3.: 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		
	Coefficiente	EP	%	Coefficiente	EP	%	Coefficiente	EP	%	Coefficiente	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%
Até 0,5 SM	0,013	0,001	22,2%	-0,010	0,001	129,1%	0,010	0,001	21,9%	0,013	0,001	13,6%
0,5 a 0,9 SM	0,002	0,000	3,8%	-0,008	0,000	105,6%	0,004	0,000	8,7%	-0,002	0,000	-2,1%
0,9 a 1,1 SM	0,000	0,000	0,7%	0,003	0,000	-39,8%	-0,001	0,000	-2,8%	0,002	0,000	2,1%
1,1 a 1,5 SM	0,003	0,000	5,0%	0,005	0,000	-59,2%	-0,007	0,000	-15,0%	0,000	0,000	0,1%
1,5 a 2 SM	-0,014	0,001	-24,1%	0,011	0,001	-148,3%	0,000	0,001	0,8%	-0,003	0,001	-2,8%
Mais de 2 SM	0,044	0,002	75,1%	-0,039	0,002	503,4%	0,046	0,002	99,1%	0,052	0,002	52,8%
Educação	0,003	0,000	4,7%	0,005	0,000	-59,2%	0,005	0,000	9,8%	0,012	0,000	12,7%
Idade	0,003	0,000	5,4%	0,005	0,000	-69,0%	0,002	0,000	4,9%	0,012	0,001	11,8%
Idade²	-0,001	0,000	-1,0%	-0,001	0,000	16,1%	-0,001	0,000	-1,4%	-0,003	0,001	-2,9%
Mulher	0,000	0,000	-0,2%	0,000	0,000	4,5%	0,000	0,000	-0,5%	-0,001	0,000	-0,9%
Não branco	0,000	0,000	-0,8%	0,000	0,000	5,8%	-0,001	0,000	-1,4%	-0,002	0,000	-1,7%
Chefe família	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	-3,0%	-0,001	0,000	-1,1%	0,000	0,000	-0,3%
Região	0,000	0,000	0,2%	0,000	0,000	1,3%	0,000	0,000	0,5%	0,000	0,000	0,2%
Formal	0,000	0,000	-0,4%	0,000	0,000	1,0%	0,000	0,000	0,3%	0,000	0,000	-0,1%
Sector	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,5%	0,000	0,000	0,4%	0,000	0,000	0,2%
N =	250958			252271			237173			235860		

EP = erro padrão. * Apenas trabalhadores com jornadas de trabalho de 40 horas ou mais por semana. Não significativo a 10%; coeficiente em itálico.

foi a educação (12,7%), seguida pela idade (uma *proxy* de experiência) que contribuiu com o aumento da renda média em 11,8%.

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

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.

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.

A decomposição para o índice de Gini para o período de 2012 a 2018 (última coluna da Tabela 4) 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%), Idade² (57,8%) e faixa de mais de 2 SM (48,6%). O aumento do peso da faixa de mais de 2 SM e a redução do peso da faixa exata, no período, contribuíram para concentrar a distribuição de renda, enquanto o 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.

Tabela 4.: 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	EP	%	Coefficiente	EP	%	Coefficiente	EP	%	Coefficiente	EP	%
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%
Até 0,5 SM	-0,001	0,000	210,9%	0,001	0,000	-245,4%	-0,001	0,000	-1866,2%	-0,001	0,000	148,9%
0,5 a 0,9 SM	0,000	0,000	-2,6%	0,000	0,000	-46,6%	0,000	0,000	22,6%	0,000	0,000	-1,4%
0,9 a 1,1 SM	-0,001	0,000	166,8%	0,002	0,000	-426,1%	-0,001	0,000	-1475,6%	0,001	0,000	-134,8%
1,1 a 1,5 SM	0,002	0,000	-444,3%	-0,001	0,000	338,3%	0,002	0,000	3930,9%	0,000	0,000	-3,1%
1,5 a 2 SM	0,000	0,000	8,7%	-0,001	0,000	328,3%	0,000	0,000	-77,4%	0,000	0,000	-37,7%
Mais de 2 SM	0,000	0,000	-44,7%	0,000	0,000	-31,1%	0,000	0,000	395,6%	0,000	0,000	-48,6%
Educação	0,000	0,000	-67,5%	0,000	0,000	-121,3%	0,000	0,000	597,5%	0,001	0,000	-115,9%
Idade	0,000	0,000	-14,1%	0,000	0,000	-44,1%	0,000	0,000	124,8%	0,000	0,000	-43,3%
Idade ²	0,000	0,000	-21,1%	0,000	0,000	-70,0%	0,000	0,000	186,6%	0,000	0,000	-57,8%
Mulher	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	6,2%	0,000	0,000	-1,5%	0,000	0,000	4,4%
Não branco	0,000	0,000	-13,0%	0,000	0,000	11,2%	0,000	0,000	-115,0%	0,000	0,000	17,6%
Chefe família	0,000	0,000	9,2%	0,000	0,000	-5,8%	0,000	0,000	-81,6%	0,000	0,000	3,4%
Região	0,000	0,000	3,4%	0,000	0,000	-6,7%	0,000	0,000	-29,9%	0,000	0,000	0,1%
Formal	0,000	0,000	5,5%	0,000	0,000	-3,1%	0,000	0,000	-48,6%	0,000	0,000	-0,1%
Sector	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		

EP = erro padrão. *Calculado com Regressão RIF. ** Apenas trabalhadores com jornadas de trabalho de 40 horas ou mais por semana. Não significativo a 10%: coeficiente em itálico.

2.3 Análises gerais

2.3.1 Média 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.

2.3.2 Índice de Gini Apesar da pouca mudança ocorrida no período, vemos que o efeito composição serviu para concentrar a renda, enquanto o efeito estrutura o qual foi superior ao composição, serviu para desconcentrar a renda 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).

2.3.3 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.

2.3.4 Diferenças interquantílicas 50-10 e 90-10 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

Tabela 5.: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Percentis 10, 50 e 90) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados**
- 2018 - 2012

	Percentil 10			Percentil 50			Percentil 90		
	Coefficiente	EP	%	Coefficiente	EP	%	Coefficiente	EP	%
Predição 2018	6,696	0,005		7,314	0,002		8,401	0,005	
Predição 2012	6,597	0,005		7,168	0,002		8,347	0,004	
Diferença	0,099	0,006		0,146	0,003		0,054	0,007	
Estrutura	0,052	0,006	52,7%	0,081	0,001	55,2%	-0,074	0,006	-137,1%
Composição	0,047	0,003	47,3%	0,065	0,003	44,8%	0,127	0,004	237,1%
Até 0,5 SM	0,042	0,004	42,5%	0,007	0,001	4,5%	0,002	0,000	3,0%
0,5 a 0,9 SM	-0,007	0,001	-6,7%	-0,003	0,001	-2,2%	-0,001	0,000	-1,8%
0,9 a 1,1 SM	-0,044	0,002	-44,1%	0,021	0,001	14,1%	0,007	0,000	14,0%
1,1 a 1,5 SM	-0,001	0,002	-0,7%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,3%
1,5 a 2 SM	-0,009	0,002	-8,7%	-0,007	0,002	-4,6%	0,002	0,001	4,2%
Mais de 2 SM	0,059	0,003	59,2%	0,046	0,002	31,5%	0,054	0,002	100,8%
Educação	0,003	0,001	3,1%	0,002	0,000	1,1%	0,040	0,001	74,5%
Idade	0,007	0,003	6,8%	0,004	0,001	2,8%	0,033	0,004	61,7%
Idade ²	-0,005	0,003	-5,1%	-0,003	0,001	-2,4%	-0,003	0,004	-5,0%
Mulher	0,000	0,000	-0,3%	0,000	0,000	-0,2%	-0,002	0,000	-3,5%
Não branco	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%	-0,005	0,000	-10,0%
Chefe família	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,0%	-0,001	0,000	-1,7%
Região	0,000	0,000	0,2%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	0,8%
Formal	0,001	0,000	0,6%	0,000	0,000	0,1%	0,000	0,000	-0,3%
Sector	0,000	0,000	0,4%	0,000	0,000	0,0%	0,000	0,000	0,1%
N =	235860			235860			235860		

EP = erro padrão. *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.

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.

3. Conclusão

Procuramos analisar o impacto que a política do salário mínimo teve na alteração da distribuição de rendas do trabalho principal entre 2012 e 2018. Utilizamos a metodologia proposta por [Firpo et al. \(2009\)](#) 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 para o referenciado período.

Para a posição de ocupados nas faixas de SM em que o efeito direto da política de salário mínimo 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 contribuiu para aumentar 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.

Referências Bibliográficas

- Brito, Alessandra Scalioni (2015): “O papel do salário mínimo na redução da desigualdade na distribuição de renda no Brasil entre 1995 e 2013,” Tese de Doutorado, Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade Federal Fluminense, Niterói. [1, 5, 7, 9, 11]
- Firpo, Sergio, Nicole M. Fortin, e Thomas Lemieux (2009): “Unconditional quantile regressions,” *Econometrica*, 77 (3), 953–973. [1, 11]
- IBGE (2018): “Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (microdados),” Rel. Técn., Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. [1]