

SALÁRIO MÍNIMO E DESIGUALDADE DO RENDIMENTO DO TRABALHO NO BRASIL

Danielle Machado (UFF)

Alessandra Brito (IBGE)

Celia Kerstenetzky (CEDE-UFF)

RESUMO

Este artigo contribui para a literatura de mercado de trabalho ao mensurar o efeito da política de salário mínimo (SM) sobre a redução da desigualdade da distribuição de renda no Brasil no período recente, utilizando a metodologia de decomposição proposta por FFL (2009), na qual a ordem em que a variável explicativa de interesse é inserida no modelo não afeta o resultado encontrado. Analisando a desigualdade de rendimentos do trabalho entre 1995 e 2011, vimos que o efeito direto da política de SM, caracterizado pela faixa de 0,9 a 1,1 SM, foi desconcentrador em 22,1%. Considerando o efeito expandido do SM (0,5 SM a 1,5 SM) como aquele que também leva em conta possíveis vazamentos da política de piso salarial e efeitos de numerário, o impacto do SM foi desconcentrador em 46,6%. Desta forma, mostra-se que a política de valorização do salário mínimo ocorrida no período foi de extrema importância para explicar mudanças ao longo da distribuição de renda do trabalho.

Palavras-chave: salário mínimo, desigualdade, mercado de trabalho, decomposição.

JEL:J38, J23, D31, D33

Área 13 - Economia do Trabalho

ABSTRACT

This paper aims to contribute to the labor market literature to measure the effect of minimum wage (MW) policy on reducing income distribution inequality in Brazil in recent years. Our contribution is the use of a methodology to estimate the effects of MW on the decomposition of labor income inequality proposed by FFL (2009), where the order in which the independent variable is inserted into the model does not affect the result found. Upon analyzing the inequality of labor income between 1995 and 2011, we noticed that the direct effect of MW policy, characterized by the range 0.9 to 1.1 MW, was de-concentrating in 22.1%. If we considered an extended effect of MW (0.5 SM 1.5 SM) as one that also takes into account possible leaks of MW policy and cash effect, the impact of MW would be de-concentrating in 46.6%.

Keywords: minimum wage, inequality, labor market, decomposition.

1 INTRODUÇÃO

Na última década, o Brasil vem passando por um processo contínuo de queda da desigualdade na distribuição de renda. Conforme dados do IPEADATA, entre 1995 e 2011, o índice de Gini para a distribuição de renda domiciliar *per capita* teve uma queda de 11,5%, passando de 0,60 para 0,53. Considerando apenas a distribuição de rendimentos no trabalho principal para os ocupados com jornada igual ou acima de 40 horas semanais, temos que o índice de Gini se reduziu de 0,59 para 0,50 entre 1995 e 2011. A desigualdade nos rendimentos do trabalho diminuiu 15,6%, 4,1 pontos percentuais a mais que a desigualdade na distribuição de renda domiciliar. A redução é mais expressiva para a distribuição dos rendimentos no trabalho principal (15,8%), onde o índice de Gini é maior relativamente ao da renda domiciliar total, em 1995 (0,63) e se torna menor em 2011 (0,53).

Diversos autores mostram que houve um inegável avanço em termos de queda da desigualdade de rendimentos no Brasil. Grande parte da literatura tenta explicar quais os fatores que estão por trás deste movimento em diferentes períodos, tais como Medeiros et al. (2007), Hoffmann e Ney (2008), Soares

(2011), dentre outros. Em geral, com mais ou menos peso, atribuem a queda da desigualdade a política de valorização do salário mínimo, ao crescimento do emprego formal e a expansão da cobertura das transferências de renda, sejam as constitucionais, vinculadas ao salário mínimo, sejam aquelas associadas aos programas de transferência hoje reunidos sob o guarda-chuva do programa Bolsa Família. A vinculação do salário mínimo como piso para a Seguridade Social, associado à sua valorização, permitiu uma redistribuição dos rendimentos não diretamente associados ao mercado de trabalho. Por outro lado, os avanços no seio do mercado de trabalho, com mais formalização e valorização do salário mínimo, impactaram de forma positiva numa melhora da distribuição dos rendimentos do trabalho.

O objetivo deste artigo é mensurar o efeito do salário mínimo na redução da desigualdade de rendimentos do trabalho, usando uma metodologia frequentemente utilizada na literatura de economia do trabalho, conhecida como decomposição de Oaxaca-Blinder. O método de decomposição de Oaxaca-Blinder padrão mensura as diferenças médias no logaritmo dos salários entre grupos, dividindo o diferencial salarial em uma parte explicada (efeito composição) pelas diferenças em características de produtividade, como educação e experiência, e uma parte residual (efeito estrutura) não explicada por variáveis que convencionalmente determinam os salários no mercado de trabalho, que pode ser tanto discriminação do mercado de trabalho quanto diferenças em variáveis não observadas, como habilidade, por exemplo (Jann, 2008). Dentre as variáveis que explicam o diferencial salarial entre grupos, que no nosso caso serão pares de anos, enfatizaremos a contribuição do salário mínimo para as mudanças ocorridas na distribuição de salários.

Além das diferenças médias no logaritmo dos salários, utilizaremos a decomposição de Oaxaca-Blinder para outras estatísticas como os quantis 10, 50 e 90 e o índice de Gini, o que é possibilitado pela metodologia proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2007, 2009). Neste caso, é possível analisar mais detalhadamente em que parte da distribuição de salários o piso tem maior influência e como ele afeta a dispersão salarial. Serão usados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 1995, 1998, 2002, 2006 e 2011, de forma a mapear o comportamento da distribuição de salários nos dois governos do presidente FHC e nos dois governos do presidente Lula.

Alguns autores já estimaram a contribuição do salário mínimo para as alterações na distribuição de rendimentos do trabalho. Menezes-Filho e Rodrigues (2009) encontram um efeito concentrador do salário mínimo entre 1988 e 1999, período de desvalorização real do piso salarial, enquanto Komatsu (2013) estima um efeito distributivo do salário mínimo entre 2004 e 2011, período no qual o piso se valorizou. Contudo, estes autores utilizam a metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), cuja decomposição tem a propriedade de ser *path dependent*, ou seja, o resultado da decomposição é alterado pela ordem em que as variáveis de controle são usadas no modelo.

A contribuição deste artigo para a literatura nacional de desigualdade é, portanto, aplicar um método *path independent* (Firpo, Fortin e Lemieux, 2009) para estimar o efeito da política de salário mínimo na redução da desigualdade de rendimentos no Brasil. Estendemos a análise de Ferreira et al. (2014), que também utilizam a metodologia FFL, para inferir o efeito direto do salário mínimo sobre a redução da desigualdade de salários no Brasil entre 1995 e 2012, incorporando um efeito ampliado (para os que ganham 1 salário mínimo e para aqueles que ganham múltiplos dele).

Este artigo está organizado em três seções além desta introdução. Na primeira seção, descrevemos a base de dados e a metodologia. A seção dois apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na decomposição, buscando caracterizar as mudanças de composição da força de trabalho. A seção três traz os resultados das estimações para os efeitos composição e estrutura. No efeito composição, analisaremos a média, o Gini, os percentis 10, 50 e 90. Por fim, teceremos as considerações finais.

Dentre os principais resultados encontrados temos que, entre 1995 e 2011, o salário mínimo exato teve um efeito desconcentrador da ordem de 22,1% na variação total do Gini, dos quais 11,8% se devem ao efeito composição e 10,4% se devem ao efeito estrutura. Considerando um efeito expandido do SM, ou seja, levando em conta possíveis vazamentos da política de piso salarial e efeitos de numerário, a

contribuição deste para a redução do Gini foi de 46,6%, sendo o efeito composição responsável por 30,9%.

2 METODOLOGIA

2.1 Base de dados

Usamos os microdados da PNAD para os anos de 1995, 1998, 2002, 2006 e 2011. O período como um todo, de 1995 a 2011, foi dividido em subperíodos para melhor observar as mudanças na distribuição de rendimentos do trabalho e o papel do SM em cada subperíodo, tendo em vista que a intensidade de valorização do piso nem sempre foi a mesma. Levando estas diferenciações em termos de valorização do salário mínimo, separamos o período em 4 pares de anos: 1995 a 1998 (primeiro FHC), 1998 a 2002 (segundo FHC), 2002 a 2006 (primeiro Lula) e 2006 a 2011 (segundo Lula).¹

Enquanto, entre 1995 e 1998, o salário mínimo nominal teve aumento de 30%, o salário mínimo real se valorizou apenas 7,5%. O período seguinte, contudo, foi mais favorável, uma vez que o salário mínimo nominal obteve reajustes mais expressivos, 53,8%, e o salário mínimo real teve um incremento de 14,5% entre 1998 e 2002. No final do ano de 2004 ocorreu a I Marcha do Salário Mínimo em Brasília visando estabelecer uma política permanente de recuperação do valor real do piso salarial, sendo criada, em 2005, a Comissão Quadripartite do Salário Mínimo para discutir tal política. Além disso, foi enviada ao presidente em exercício uma carta que propunha a correção do mínimo pela variação do PIB passado e pela inflação do período corrente. Assim, as pressões sindicais por uma regra clara de reajuste que recompusesse o valor real do salário mínimo fizeram com que os reajustes deste período fossem mais robustos: 75% em termos nominais e 30,9% em termos reais entre 2002 e 2006.

A partir de 2007 passou-se a corrigir o valor do salário mínimo pela variação do PIB do ano $t-2$ mais a inflação (INPC) do ano $t-1$. Desta forma, entre 2006 e 2011, com a nova regra em vigor, o reajuste nominal do salário mínimo foi de 55,7% e o real foi de 18,3%. Ou seja, com a imposição da regra, os reajustes foram menores que os do subperíodo imediatamente anterior. Como os critérios (PIB e inflação) deste período foram mais favoráveis, isto leva-nos a especular se os reajustes do subperíodo anterior foram muito generosos devido às pressões por uma política de valorização do piso salarial.

Escolhidos os anos, a amostra selecionada em cada ano é composta pelos ocupados² maiores de 10 anos que trabalham pelo menos 40 horas semanais. Optou-se por não considerar o trabalho parcial³, uma vez que seu uso pode distorcer os resultados, pois o salário mínimo pode ser pago a um trabalhador com jornada de 20 horas semanais. Em cada par de anos utilizado na decomposição da renda do trabalho a amostra possui, em média, 220 mil observações.

2.2 Método

Iremos decompor diferentes estatísticas da distribuição da renda do trabalho de forma a identificar a contribuição da política de SM nas suas variações ao longo do período. Como os recebedores do salário mínimo se localizam geralmente entre o segundo e o terceiro decis da distribuição de rendimentos do trabalho, analisamos não apenas as diferenças de média entre os anos de cada subperíodo, mas também estatísticas que levam em conta a dispersão da distribuição tais como o índice de Gini, o valor do percentil 90 e do percentil 10.

¹ Ainda que o segundo mandato do presidente FHC tenha começado em 1999, repetiremos sempre o último ano de cada governo como início do seguinte para não ter quebra do período analisado e o primeiro ano do governo Dilma Rousseff é incluído uma vez que o fechamento do segundo Lula ocorre em ano de Censo, em que não se realiza a PNAD.

² Os trabalhadores na produção para próprio consumo e na construção para próprio uso são excluídos da análise pela especificidade do tipo de ocupação. Ainda que o IBGE o classifique como ocupado, não é esperado que uma política de piso salarial afete tais trabalhadores que usualmente não recebem remuneração pelo trabalho que executam.

³ No par de anos 1995 e 2011, por exemplo, a amostra de ocupados com jornada integral era de 225.425 pessoas. O número de ocupados com jornada parcial excluídos da análise foi de 75.640 pessoas.

Métodos de decomposição são muito úteis para separar as diferenças entre grupos ou entre períodos de uma variável, como o rendimento do trabalho. Parte das diferenças pode ser explicada pela composição de características conhecidas dos grupos. Outra parte não é explicada por tais características, podendo representar tanto diferenças no retorno a características observadas, que são medidas pelos coeficientes, quanto diferenças em características não observadas (resíduo).

O caso clássico de aplicação de métodos de decomposição é a análise do diferencial salarial entre homens e mulheres (Oaxaca, 1973), onde parte se deve a diferenças de qualificação e experiência entre os grupos, e parte é atribuída à discriminação da mulher no mercado de trabalho. A diferença em média dos salários entre os dois grupos é em parte explicada pelas características (efeito composição) e outra parte devida a diferenças no retorno às características entre os grupos (efeito preço ou estrutura).

Fazemos a decomposição de Oaxaca-Blinder padrão na qual as diferenças médias do logaritmo do rendimento do trabalho são decompostas em uma parte devida à composição dos grupos, no caso, pares de anos, e outra devida ao efeito estrutura. Adicionalmente, faremos a decomposição para o índice de Gini e para os quantis. Através da regressão quantílica, é possível analisar o comportamento de cada ponto da distribuição e também estabelecer relações entre os coeficientes estimados para cada covariada entre quantis diferentes.

Na decomposição para o Gini e para os quantis utilizaremos o método proposto por FFL (2009), que permite ir além da média e consiste em estimar uma regressão similar à regressão padrão, porém usando como variável dependente a função influência recentrada (RIF)⁴ da estatística de interesse (quantil, variância, Gini, etc.).

Estamos particularmente interessados nas diferenças entre dois pontos no tempo, o ano A e o B, por exemplo. Logo, seguindo, Firpo, Fortin e Lemieux (2011), para um dado indivíduo i , a remuneração que seria auferida no ano A é Y_{0i} e no ano B igual a Y_{1i} . Para cada indivíduo i observamos o salário $Y_i = Y_{0i}(1 - T_i) + Y_{1i}T_i$, 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 Δ_0^v é a mudança total entre A e B da estatística de interesse v (variância, por exemplo), temos que:

Eq(1) $\Delta_0^v = v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1})$, isto é, a diferença entre a variância da remuneração no ano A e a variância da remuneração no ano B. Subtraindo e somando o termo contrafactual $v(F_{Y_1|T=0})$ (variância quando temos as características X do ano A e retornos β do ano B) temos que:

Eq(2) $\Delta_0^v = v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=0}) + v(F_{Y_1|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1})$

onde

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

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

O problema é encontrar $v(F_{Y_1|T=0})$, a estatística de interesse contrafactual dos indivíduos observados em A que estariam com a estrutura de retornos do ano B. A metodologia FFL estima este contrafactual de forma não paramétrica, isto é, sem supor uma forma para a distribuição, e permite a separação de diferentes covariadas no efeito total, estrutura e composição para qualquer estatística de interesse usando uma regressão quantílica incondicional da função influência recentrada de Y sobre as variáveis explicativas X .

As vantagens, portanto, deste método são: (i) a decomposição pode ser feita para qualquer estatística de interesse, não só para a média como em Oaxaca-Blinder; e (ii) a decomposição detalhada tem a característica de ser *path independent*, ou seja, identifica o efeito composição e o efeito estrutura da renda para cada covariada de interesse sem que a ordem das covariadas X afete o resultado da decomposição.

⁴ A função influência (IF), proposta por Hampel (1974), representa a influência de uma observação individual sobre a estatística distribucional, ou seja, representa a perturbação que a alteração de uma observação individual gera na estatística de interesse. Para maiores detalhes ver Firpo, Fortin e Lemieux (2011).

Em relação a esta última, a metodologia FFL resolve uma limitação existente nos principais métodos utilizados na literatura de decomposição, como o proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), onde a ordem em que as variáveis são inseridas no modelo interfere no quanto cada variável contribui para as diferenças entre os grupos. Isto torna as conclusões dos estudos influenciadas pelos critérios utilizados na aplicação da metodologia, não sendo, portanto, totalmente isentos.

2.3 Variáveis do modelo

Utilizamos a variável rendimento mensal do trabalho principal⁵. Não utilizar o rendimento horário, uma vez que no Brasil o salário mínimo é determinado em base mensal. Ademais, o SM ainda tem um efeito numerário ou unidade de conta no sentido dos trabalhadores receberem múltiplos de seu valor como remuneração.

Para captar tanto o efeito numerário quanto *spillovers* (vazamentos do efeito de reajuste do piso para remunerações em torno dele), foram criadas *dummies* para as faixas de SM para o rendimento: menos de 0,5 SM, de 0,5 a 0,9 SM, de 0,9 a 1,1 SM (faixa do SM exato)⁶, 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, 1,5 SM), *spillovers*, ou melhor, os vazamentos para as faixas 0,5 a 0,9 e 1,1 a 1,5 SM. Portanto, um efeito expandido do SM seria captado através do intervalo de 0,5 a 1,5 SM.

Tabela 1: Valores correspondentes a cada faixa de salário mínimo* – 1995-2011

| Faixa de salário mínimo | 1995 | 1998 | 2002 | 2006 | 2011 |
|-------------------------|------|------|------|------|------|
| 0,5 SM | 143 | 154 | 176 | 230 | 273 |
| 0,9 SM | 257 | 277 | 317 | 415 | 491 |
| 1 SM | 286 | 308 | 352 | 461 | 545 |
| 1,1 SM | 315 | 338 | 387 | 507 | 600 |
| 1,5 SM | 429 | 461 | 528 | 691 | 818 |
| 2 SM | 572 | 615 | 704 | 922 | 1090 |

*Em R\$ de 2011 (deflator proposto por Foguel e Corseuil, 2002). Elaboração própria.

As demais covariadas incluídas nas regressões refletem o que é usualmente inserido para explicar as variações da renda do trabalho: a matriz X incorpora as características individuais (idade, idade ao quadrado, cor, sexo, região de moradia, educação, condição na família) e a matriz W , as características da inserção no mercado de trabalho (setor de atividade, formalidade do trabalho). Segue na equação (3), a especificação econométrica: $\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 SM_i + \beta_2 X_i + \beta_3 W_i + \varepsilon_i$ eq(3)

onde $\ln Y_i$ é o logaritmo neperiano do rendimento do trabalho principal do indivíduo i , β_0 é a constante do modelo, β_1 é o coeficiente associado à matriz SM das *dummies* de salário mínimo, β_2 é o coeficiente relacionado à matriz X , β_3 é o coeficiente da matriz W e ε_i é o termo de erro estocástico.

Para considerar o efeito de cor, foi criada uma *dummy* de “não branco”, que inclui aqueles que se declararam pretos, pardos ou indígenas. Visando captar um efeito não homogêneo de cada ano adicional de escolaridade (efeito não linear), foram criadas 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. Foram considerados formais os empregados com carteira (inclusive domésticos), os trabalhadores por conta própria e empregadores que contribuam à Previdência e os funcionários públicos e militares. Para a construção da variável de setor, foi feita uma compatibilização da variável da PNAD “Grupamento de atividade no trabalho principal”. Os setores resultantes desta compatibilização foram: Agricultura, Outras atividades industriais, Indústria de transformação, Construção, Comércio e reparação, Alojamento e alimentação, Transporte, armazenagem e comunicação, Administração pública, Educação, saúde e serviços sociais, Serviços domésticos, Outros serviços coletivos, sociais e pessoais e Outros. Para captar o efeito de experiência utilizamos as variáveis idade e

⁵ As variáveis de remuneração foram deflacionadas para 2011, usando o deflator para pesquisas domiciliares do IBGE proposto por Foguel e Corseuil (2002).

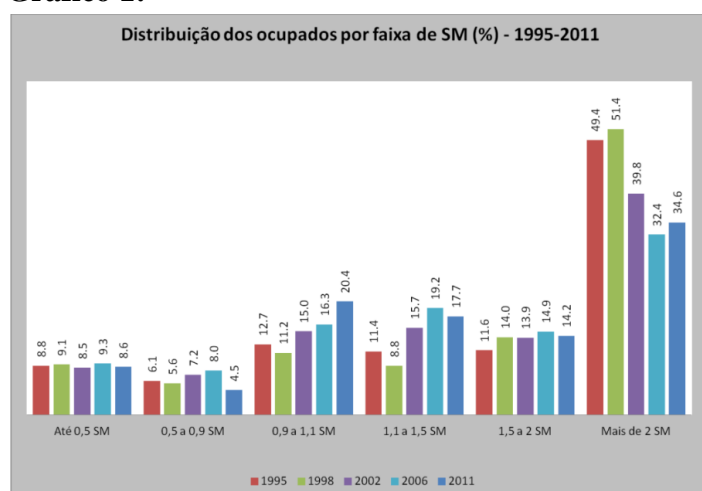
⁶ A faixa de SM exato será considerada aquela entre 0,9 e 1,1 SM. Este procedimento é comum na literatura para captar o recebedor do salário mínimo, uma vez que o informante pode responder um valor um pouco acima ou abaixo no mês da entrevista caso tenha feito hora extra ou tido descontos no salário efetivamente recebido.

idade ao quadrado. Foram criadas as *dummies* mulher e chefe da família, além de *dummies* para as cinco grandes regiões geográficas do Brasil.

3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

O gráfico abaixo ilustra a distribuição dos ocupados com jornada de 40 horas ou mais por faixas de SM. Há um aumento do peso dos trabalhadores ganhando remuneração próxima ao salário mínimo (0,9 a 1,5 SM) e redução do peso dos trabalhadores que recebem acima de 2 SM no período. Como o piso salarial teve um ganho real acima dos demais salários, pessoas que antes ganhavam acima do mínimo se aproximaram dele, engrossando a faixa em torno do SM.

Gráfico 1:



Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Entre 1995 e 2011, o número de ocupados aumentou em 38,4%, passando de 48,7 milhões de pessoas para 67,4 milhões. Se o peso da faixa que ganha próximo ao SM aumentou, isso indica que aumentou mais que proporcionalmente o número de ocupados com esta remuneração. A primeira faixa de remuneração parece não ser afetada pela valorização do SM, uma vez que seu peso se manteve em todo o período analisado.

Merece destaque o comportamento da faixa imediatamente anterior à do salário mínimo exato (0,5 a 0,9 SM), na qual a valorização do piso salarial foi acompanhada por perda de participação de 1,6 pontos percentuais entre 1995 e 2011, sobretudo entre 2006 e 2011 (-3,5 p.p.). Este comportamento vai contra o que se espera, uma vez que a valorização do piso tenderia a engrossar as faixas abaixo de 1 SM. Mas isto não aconteceu, indicando que os ocupados que recebiam entre 0,5 e 0,9 SM acompanharam de alguma forma a valorização do SM.

Analisando os subperíodos, observa-se que a faixa de 1 SM (0,9 a 1,1) aumentou de peso principalmente entre 1998-2002 (3,8 pontos percentuais) e entre 2006-2011 (4,1 p. p.), que foram períodos de grande valorização do SM (14,5% e 18,6%, respectivamente). A faixa subsequente (1,1 a 1,5 SM) também ganhou peso entre 1998 e 2002 (6,9 p. p.), bem como entre 2002 e 2006 (3,5 p. p.), em que o SM se valorizou 30,9%. Em contraposição, a faixa com ocupados que recebem mais de 2 SM perdeu participação no total de ocupados nos mesmos períodos (1998-2002 e 2002-2006), o que pode indicar que aqueles que estavam acima do SM não tiveram reajustes de mesma intensidade que a valorização real do SM, o que faria com que estes trabalhadores caíssem para faixas anteriores.

A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas dos ocupados da nossa amostra em cada ano conforme sexo, cor, idade, escolaridade, condição na família, região geográfica, setor de atividade, *status* de formalidade e média da remuneração.

Tabela 2: Estatísticas descritivas dos trabalhadores ocupados – 1995, 1998, 2002, 2006 e 2011

| Variáveis | Ano | | | | |
|-----------|------|------|------|------|------|
| | 1995 | 1998 | 2002 | 2006 | 2011 |

| | | | | | |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|
| Remuneração média (R\$ de 2011) | 1201,83 | 1237,49 | 1117,45 | 1185,02 | 1341,68 |
| Idade média (anos) | 34,4 | 35,2 | 35,8 | 36,4 | 37,4 |
| Escolaridade (%) | | | | | |
| Menos de 1 ano | 13,7 | 11,6 | 9,7 | 6,8 | 7,5 |
| De 1 a 3 anos | 16,4 | 14,6 | 11,9 | 9,1 | 5,7 |
| De 4 a 7 | 34,4 | 32,1 | 28,8 | 25,3 | 18,9 |
| De 8 a 10 | 14,4 | 16,3 | 17,0 | 17,5 | 17,7 |
| 11 e mais | 21,1 | 25,4 | 32,6 | 41,2 | 50,2 |
| Região (%) | | | | | |
| CO | 7,2 | 7,7 | 7,6 | 7,7 | 8,3 |
| NE | 23,9 | 23,7 | 23,5 | 22,6 | 21,7 |
| Norte | 4,0 | 4,4 | 5,1 | 5,5 | 5,7 |
| SE | 47,2 | 46,6 | 46,7 | 47,4 | 47,4 |
| Sul | 17,6 | 17,6 | 17,0 | 16,8 | 16,9 |
| Dummies (%) | | | | | |
| Chefe da família | 55,5 | 56,0 | 56,0 | 54,8 | 50,8 |
| Mulher | 30,1 | 30,9 | 32,6 | 34,4 | 36,1 |
| Não branco | 42,6 | 42,8 | 43,7 | 46,0 | 48,5 |
| Formal | 52,3 | 51,8 | 52,6 | 58,0 | 66,1 |
| Setor de atividade (%) | | | | | |
| Agricultura | 20,4 | 17,9 | 15,3 | 12,8 | 9,5 |
| Outras atividades industriais | 1,1 | 1,1 | 0,9 | 1,1 | 1,0 |
| Indústria de transformação | 16,7 | 15,9 | 16,1 | 16,8 | 15,1 |
| Construção | 8,2 | 9,1 | 9,1 | 8,4 | 10,3 |
| Comércio e reparação | 17,4 | 18,1 | 19,2 | 20,2 | 20,4 |
| Alojamento e alimentação | 4,2 | 4,3 | 3,9 | 4,1 | 5,3 |
| Transporte, armazenagem e comunicação | 5,1 | 5,5 | 5,7 | 5,6 | 6,5 |
| Administração pública | 5,0 | 4,9 | 5,2 | 5,3 | 5,6 |
| Educação, saúde e serviços sociais | 5,6 | 6,4 | 6,9 | 7,2 | 7,7 |
| Serviços domésticos | 7,2 | 6,9 | 6,9 | 6,4 | 5,6 |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais | 2,6 | 2,9 | 3,2 | 3,6 | 3,3 |
| Outros | 6,3 | 7,0 | 7,7 | 8,5 | 9,8 |

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Entre 1995 e 2011, a idade média dos ocupados aumentou três anos passando de 34,4 para 37,4. O período de maior aumento foi entre 2006 e 2011 (aumento de 1 ano). Adicionalmente, há mudança no perfil educacional no mercado de trabalho brasileiro. O peso da baixa escolaridade, sobretudo a faixa entre 4 e 7 anos (fundamental incompleto) foi reduzido de 34,4% para 18,9% entre 1995 e 2011. O peso dos ocupados com pelo menos ensino médio completo (11 anos e mais) mais que dobrou, atingindo metade dos ocupados. A partir do segundo subperíodo esta faixa começa a ganhar peso dentre os ocupados, variando 9,0 p. p. entre 2006 e 2011.

A maioria dos ocupados continua sendo de chefes de família, contudo houve uma redução da proporção de chefes entre 1995 e 2011 (4,7 p. p.). Houve aumento da proporção de mulheres entre os ocupados (de 30,1% para 36,1%) no período. Em termos de cor da pele, aumentou o peso do não branco entre os ocupados, sobretudo a partir de 2006. Enquanto em 1995, 42,6% dos ocupados eram não brancos, em 2006 esta proporção se elevou para 46%, chegando a 48,5% em 2011.

Entre 1995 e 2011, a proporção de trabalhadores formais passou de 52,3% para 66,1%, aumento de 13,8 pontos percentuais, dos quais 5,4 pontos ocorreram no subperíodo 2002-2006 e 8,1 pontos ocorreram entre 2006 e 2011. Portanto, observa-se um processo intenso de formalização do trabalho.

Na distribuição de ocupados segundo o setor de atividade se destaca a forte redução do peso do setor agrícola (10,9 p. p.) e o aumento do peso do comércio e reparação (2,9 p. p.), da construção civil (2,1 p. p.) e da educação, saúde e serviços sociais (2,0 p. p.) no período 1995-2011.

Por fim, o rendimento médio evoluiu de forma bastante distinta do salário mínimo no período 1995-2011. Em 1995, o rendimento médio era de R\$1.201,83, quatro vezes maior que o piso salarial. Contudo, em 2011 esta relação caiu para 2,5 vezes, com o rendimento médio atingindo o valor de R\$1.341,68 (aumento de 11,6%). Enquanto o salário mínimo quase dobrou em termos reais entre 1995 e 2011, com aumentos em todos os subperíodos, o rendimento médio aumentou apenas 3% entre 1995 e 1998, caiu 9,7% entre 1998 e 2002, voltou a crescer entre 2002 e 2006 (6,0%) e aumentou 13,2% entre 2006 e 2011.

Este comportamento do rendimento médio pode indicar que os demais rendimentos do mercado de trabalho tiveram reajustes inferiores aos dados ao piso salarial. Além disso, a aproximação do SM do salário médio é um indicativo da redução da desigualdade da distribuição dos rendimentos do trabalho ocorrida entre 1995 e 2011.

Portanto, em paralelo à valorização do SM, diversas mudanças na composição do mercado de trabalho brasileiro ocorreram entre 1995 e 2011. Aumentou a ocupação e a formalização do trabalho, melhorou o nível educacional dos ocupados, aumentou a participação da mulher e do não branco, houve uma forte redução do peso da agricultura e um reordenamento dos ocupados em faixas de salário mínimo com perda de participação das faixas mais altas e aumento da participação das faixas em torno do mínimo.

4 RESULTADOS

4.1 Análise agregada

Começaremos pela decomposição padrão de Oaxaca-Blinder, que analisa a diferença de rendimentos médios entre os períodos, para em seguida analisarmos outros pontos da distribuição de rendimentos (p10, p50 e p90) e o índice de Gini. Os dados estão na tabela 3.

Entre 1995 e 2011, o logaritmo da remuneração média dos ocupados aumentou 4,2%, passando de 6,60 para 6,88. O subperíodo com maior variação positiva da média foi entre 2006-2011, aumento de 3,1% (de 6,67 para 6,88). Contudo, no subperíodo 1998-2002 houve uma redução de 1,3%.

Analisando os componentes da variação das médias entre 1995 e 2011 (tabela 3 coluna a), o efeito composição contribuiu em 28,5% para reduzir o salário médio. Este efeito foi compensado pela estrutura que aumentou em 128,5% o rendimento médio. As mudanças no retorno às características preponderaram sobre as mudanças de composição ocorridas no período, resultando no aumento do rendimento médio. O comportamento dos efeitos composição e estrutura não é uniforme entre os subperíodos. Enquanto entre 1995-1998 e entre 2006-2011 o efeito composição foi no sentido de aumentar a média do rendimento dos ocupados, nos períodos 1998-2002 e 2002-2006 ele agiu reduzindo o rendimento médio, sobretudo entre 1998-2002. Já o efeito estrutura só não contribuiu para aumentar o rendimento médio entre 1995 e 1998. E seu efeito positivo sobre a média do rendimento do trabalho foi mais intenso nos dois últimos subperíodos (2002-2006 e 2006-2011).

Quando analisamos outras medidas além da média, vemos que entre 1995 e 2011, o índice de Gini para o logaritmo do rendimento do trabalho principal dos ocupados se reduziu em 26,9%. A desigualdade de rendimentos diminuiu em todos os subperíodos. Enquanto o efeito composição contribuiu para concentrar a distribuição de rendimentos do trabalho, exceto pelo período 2006-2011, o efeito estrutura foi em sentido contrário, mais que compensando o efeito composição (tabela 3 coluna b).

Na decomposição do índice de Gini, podemos traçar um paralelo entre o efeito composição e o efeito estrutura e as diferenças entre grupos e intra grupos, advindas da decomposição de medidas de desigualdade feitas por Hoffmann (1991). Temos, por exemplo, um efeito composição relacionado à educação (diferença entre grupos de anos de estudo, que no nosso caso está definido em faixas) e um efeito estrutura (diferenças intra grupos de anos de estudo).

Tabela 3: Resultados Agregados da decomposição para Média, Gini e Percentis (10, 50 e 90)

| | Média | | Gini* | | p10* | | p50* | | p90* | |
|---------------------------|--------------------|----------|--------------------|----------|--------------------|----------|--------------------|----------|--------------------|----------|
| | (a) | | (b) | | (c) | | (d) | | (e) | |
| | <i>Coeficiente</i> | <i>%</i> | <i>Coeficiente</i> | <i>%</i> | <i>Coeficiente</i> | <i>%</i> | <i>Coeficiente</i> | <i>%</i> | <i>Coeficiente</i> | <i>%</i> |
| 2011-1995 | | | | | | | | | | |
| Predição 2011 | 6.88 | | 0.061 | | 6.288 | | 6.762 | | 7.914 | |
| Predição 1995 | 6.60 | | 0.083 | | 5.663 | | 6.539 | | 7.993 | |
| Mudança total | 0.28 | | -0.022 | | 0.625 | | 0.223 | | -0.079 | |
| Efeito estrutura | 0.36 | 128.5% | -0.028 | 126.0% | 0.618 | 98.9% | 0.475 | 213.0% | -0.199 | 251.7% |
| Efeito composição | -0.08 | -28.5% | 0.006 | -26.0% | 0.007 | 1.1% | -0.252 | -113.0% | 0.120 | -151.7% |
| 1998-1995 (FHC 1) | | | | | | | | | | |
| Predição 1998 | 6.64 | | 0.080 | | 5.669 | | 6.607 | | 7.985 | |
| Predição 1995 | 6.60 | | 0.083 | | 5.663 | | 6.539 | | 7.993 | |
| Mudança total | 0.05 | | -0.003 | | 0.007 | | 0.068 | | -0.009 | |
| Efeito estrutura | -0.01 | -19.1% | -0.005 | 191.0% | 0.011 | 174.8% | 0.018 | 26.2% | -0.110 | 1280.5% |
| Efeito composição | 0.05 | 119.1% | 0.003 | -91.0% | -0.005 | -74.8% | 0.050 | 73.8% | 0.101 | -1180.5% |
| 2002-1998 (FHC 2) | | | | | | | | | | |
| Predição 2002 | 6.56 | | 0.077 | | 5.668 | | 6.481 | | 7.832 | |
| Predição 1998 | 6.64 | | 0.080 | | 5.669 | | 6.607 | | 7.985 | |
| Mudança total | -0.08 | | -0.003 | | -0.002 | | -0.126 | | -0.153 | |
| Efeito estrutura | 0.05 | -58.8% | -0.008 | 286.1% | 0.079 | -4098.2% | 0.120 | -95.3% | -0.165 | 108.1% |
| Efeito composição | -0.13 | 158.8% | 0.005 | -186.1% | -0.081 | 4198.2% | -0.246 | 195.3% | 0.012 | -8.1% |
| 2006-2002 (Lula 1) | | | | | | | | | | |
| Predição 2006 | 6.67 | | 0.070 | | 5.852 | | 6.533 | | 7.889 | |
| Predição 2002 | 6.56 | | 0.077 | | 5.668 | | 6.481 | | 7.832 | |
| Mudança total | 0.11 | | -0.007 | | 0.185 | | 0.053 | | 0.057 | |
| Efeito estrutura | 0.19 | 177.0% | -0.010 | 132.3% | 0.299 | 161.9% | 0.180 | 342.9% | 0.058 | 102.1% |
| Efeito composição | -0.08 | -77.0% | 0.002 | -32.3% | -0.114 | -61.9% | -0.128 | -242.9% | -0.001 | -2.1% |
| 2011-2006 (Lula 2) | | | | | | | | | | |
| Predição 2011 | 6.88 | | 0.061 | | 6.288 | | 6.762 | | 7.914 | |
| Predição 2006 | 6.67 | | 0.070 | | 5.852 | | 6.533 | | 7.889 | |
| Mudança total | 0.21 | | -0.009 | | 0.436 | | 0.228 | | 0.025 | |
| Efeito estrutura | 0.13 | 60.9% | -0.006 | 69.2% | 0.240 | 55.2% | 0.191 | 83.4% | -0.059 | -231.8% |
| Efeito composição | 0.08 | 39.1% | -0.003 | 30.8% | 0.195 | 44.8% | 0.038 | 16.6% | 0.084 | 331.8% |

*RIF Regression.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

No período 1995-2011, ocorre redução das diferenças intra grupos (efeito estrutura) que prepondera sobre o aumento das diferenças entre grupos (efeito composição), levando a uma resultante desconcentradora. Os subperíodos em que houve maior redução da desigualdade de rendimentos do trabalho foram os correspondentes ao governo Lula (2002-2006 e 2006-2011), que coincidem com os períodos de maior ganho real do SM. Enquanto nos governos de FHC a desigualdade se reduziu em torno de 3% em cada governo, nos governos Lula a taxa de redução foi na casa dos 10% em cada período. Cabe destacar que em quase todos os subperíodos a diferença entre grupos contribui para aumentar a dispersão salarial, exceto pelo segundo Lula. Isto porque o mercado de trabalho se tornou mais heterogêneo, com o aumento da participação da mulher, do não branco e dos de menor remuneração. A diferença intra grupos, por seu turno, teve papel desconcentrador em todos os subperíodos analisados.

Analisando os percentis p10 (10% mais pobres), p50 (mediana) e p90 (10% mais ricos) da distribuição de rendimentos do trabalho, vemos que o comportamento desses pontos da distribuição é bastante divergente. Entre 1995 e 2011, enquanto o rendimento dos 10% mais pobres aumentou 11,0%, a mediana aumentou em intensidade menor, 3,4%, e o rendimento dos 10% mais ricos caiu 1,0%. Quando se observa cada subperíodo, tem-se que o rendimento dos 10% mais pobres foi pouco afetado durante o governo FHC, aumentando 3,3% no primeiro governo Lula e 7,4% no segundo Lula. Por outro lado, a mediana da distribuição de rendimentos aumentou 1,0% entre 1995 e 1998, caiu 1,9% entre 1998-2002, voltando a aumentar nos dois mandatos do presidente Lula, sobretudo no segundo (3,5%). Em relação ao rendimento do p90, houve certa estabilidade no primeiro FHC (-0,1%), redução no segundo FHC (-1,9%) e pequeno aumento nos governos Lula (0,7% e 0,3%, respectivamente). Portanto, parece haver uma melhora nos rendimentos do trabalho a partir de 2002, principalmente para a cauda inferior da

distribuição. A evolução negativa da mediana e do p90 entre 1998 e 2002 pode ser reflexo da crise cambial de 1999.

Portanto, a redução da desigualdade da distribuição de rendimentos do trabalho parece ter causas distintas nos períodos 1995-2002 e 2002-2011. Enquanto entre 1995 e 2002 parece ter se devido mais ao comportamento desfavorável da cauda superior da distribuição, no período 2002-2011 a redução da dispersão salarial foi graças ao comportamento mais favorável da cauda inferior da distribuição.

Analisando os efeitos composição e estrutura para estes pontos da distribuição (colunas c, d, e da tabela 3), observa-se que entre 1995 e 2011, o efeito composição contribuiu para reduzir a mediana e aumentar o rendimento tanto dos 10% mais ricos quanto dos 10% mais pobres. Porém, o efeito estrutura mais que compensou o efeito composição e determinou o comportamento da diferença, que como vimos anteriormente, foi de aumento do rendimento do p10 e do p50, e queda do rendimento do p90.

Para os 10% mais pobres, o efeito composição só foi positivo no segundo governo Lula, contribuindo com 44,8% do aumento do rendimento deste percentil entre 2006 e 2011. Já o efeito estrutura foi positivo em todos os subperíodos para o p10. Em relação à mediana (p50), o efeito composição foi positivo apenas nos subperíodos 1995-1998 e 2006-2011, enquanto o efeito estrutura foi positivo em todos os subperíodos. Contudo, no segundo FHC o efeito estrutura não conseguiu compensar o efeito composição negativo, resultando numa queda do rendimento mediano entre 1998 e 2002. Para o 90º percentil, por seu turno, o efeito composição é sempre positivo, exceto pelo subperíodo 2002-2006 em que não é estatisticamente significativo. Já o efeito estrutura só foi positivo entre 2002 e 2006, período no qual o rendimento do p90 aumentou. O efeito estrutura negativo nos subperíodos 1998-2002 e 2006-2011 não foi compensado pelo efeito composição positivo no segundo FHC, mas foi compensado no segundo Lula.

Em síntese, para o período como um todo o efeito estrutura determinou o comportamento da variação entre 1995 e 2011 das estatísticas analisadas. Desta forma, para a média e os percentis 10, 50 e 90, parece ser o retorno a características dos indivíduos, mais que mudanças na composição da força de trabalho o fator explicativo das mudanças ocorridas no período. Já em relação ao Gini, as diferenças dentro dos grupos parecem contribuir mais que as diferenças entre os grupos para explicar a redução da desigualdade entre 1995 e 2011⁷.

Na tarefa de identificar o efeito do piso salarial, criamos faixas de salário mínimo que fazem um ordenamento dos salários de cada indivíduo em termos de salário mínimo, captando a distância do rendimento individual em relação ao salário mínimo real vigente em cada ano. O efeito do salário mínimo pode ser considerado de duas formas, a saber: 1) o efeito direto para aqueles que estão muito próximos do valor do SM (0,9 a 1,1 SM), cuja faixa denominamos de salário mínimo exato; e 2) o efeito expandido para aqueles que estão no entorno do SM para o qual se espera haver um vazamento (*spillover*) do efeito da política de piso salarial bem como um efeito numérico (0,5 a 1,5 SM).

4.2 Efeito composição (análise detalhada)

Começaremos pela análise da decomposição da média (tabela 4) do logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados com jornada de pelo menos 40 horas semanais. Como visto na seção anterior, entre 1995 e 2011 aumentou a média dos rendimentos do trabalho dos ocupados, mas o efeito composição contribuiu negativamente para este aumento (coluna 5 da tabela 4). Dentre os componentes do efeito composição, o que mais contribuiu para reduzir a renda média no período foi a *dummy* que identifica o recebedor de mais de 2 SM (70,0%). Ou seja, ter menos gente recebendo acima de 2 SM não contribuiu para o aumento do salário médio no período. Adicionalmente, ter mais mulheres e não brancos entre os ocupados também não contribuiu para a elevação do salário médio, bem como ter mais gente ganhando 1 SM. Mulheres e não brancos historicamente recebem menos que homens e brancos, respectivamente. Portanto, o aumento da proporção de ocupados nestes grupos tende a puxar a média para baixo. Isto também ocorre com a faixa que identifica diretamente o recebedor do piso (0,9 a 1,1 SM). Relativamente às demais faixas de SM, ter mais gente recebendo o piso exato contribuiu para reduzir o rendimento

⁷ Resultado semelhante é encontrado por Ferreira et al. (2014), que analisam a desigualdade de salários medida pelo Gini entre 1995 e 2012 com base nos dados da PNAD.

médio dos ocupados. Contudo o aumento do peso da faixa entre 1,1 e 2 SM contribuiu para aumentar a remuneração média.

O fator da parte explicada que mais contribuiu para aumentar o salário médio foi a educação (32,8%), cuja composição se alterou no período em favor dos mais escolarizados. A idade (experiência) também contribuiu para aumentar o rendimento médio (14,5%), mas em menor medida que a educação.

Em relação aos subperíodos, a contribuição de educação e idade foi sempre para aumentar o rendimento médio, contudo em maior intensidade nos primeiros anos. Já ter mais mulheres e mais não brancos sempre teve efeito negativo sobre a remuneração média, sendo não significativo para não branco entre 1995 e 1998.

Ainda que tenha se valorizado fortemente no período, o salário mínimo (faixa entre 0,9 e 1,1) contribuiu em quase todos os subperíodos para reduzir a remuneração média, o que se justifica por ele pertencer à cauda inferior da distribuição, cabendo à cauda superior puxar a média para cima. No entanto, sua contribuição para a redução da média é pequena, sobretudo porque a proporção de ocupados recebendo o piso não é muito grande (20,4% em 2011), sendo a faixa de mais de 2 SM a de maior peso (34,6% em 2011) entre os ocupados, mesmo após sua redução no período. Através da decomposição fica claro que a faixa superior de remuneração em SM (+2SM) tende a afetar diretamente a tendência do rendimento médio, sendo a relação positiva. Isto porque nos períodos em que o peso desta faixa no total de ocupados aumentou (1995-1998 e 2006-2011), ainda que pouco, houve aumento do salário médio e no período de maior redução do peso da faixa (1998-2002) o salário médio se reduziu.

Em quase todos os subperíodos este é o fator de maior peso entre os componentes da parte explicada. A análise para o índice de Gini para o período 1995-2011 (tabela 5 coluna 5) mostra que, apesar de a dispersão salarial se reduzir, o efeito composição contribuiu para aumentar a desigualdade de rendimento do trabalho, ou seja, a diferença entre grupos contribui para concentrar a distribuição de rendimentos do trabalho. Os componentes da parte explicada que mais afetaram a média dos salários foram os mesmos que tiveram efeito concentrador: educação (34,7%) e receber mais de 2 SM (22,4%).

Este resultado parece indicar que ainda estamos na parte ascendente da curva de Kuznets para educação, ou seja, a escolarização ainda aumenta a remuneração média e concentra a distribuição de rendimentos do trabalho no Brasil. Nosso resultado vai em direção contrária àquele encontrado por Menezes-Filho e Rodrigues (2009), que utilizam a metodologia de DFL (1996) e concluem que a educação contribuiu para reduzir a desigualdade de rendimentos entre 1981-1999, ainda que em período diferente do aqui considerado. Por outro lado, nossos resultados coincidem com os encontrados por Ferreira et al. (2014), no qual expansões de ensino são acompanhadas por aumento da desigualdade. Este resultado é conhecido na literatura como “paradoxo do progresso” e foi identificado como tal pela primeira vez por Bourguignon et al. (2005).⁸

O peso da faixa até 0,5 SM não se alterou muito entre 1995 e 2011, e esta faixa contribuiu 7,6% para aumentar o índice de Gini⁹. As demais faixas de remuneração, contudo, tiveram efeito desconcentrador, principalmente as faixas entre 0,9 e 1,5 SM (28,3%), o que mostra um efeito *spillover* do SM. Ter mais mulher e não branco entre os ocupados também contribuiu para reduzir a desigualdade de rendimentos.

⁸ Conforme Lustig et al. (2014), o paradoxo do progresso é um subproduto da convexidade dos retornos. Quando retornos à educação são convexos, pode haver uma relação inversa entre desigualdade educacional e desigualdade de renda, fazendo com que quedas da desigualdade educacional sejam acompanhadas por aumento da desigualdade de renda. Contudo, com a redução cada vez maior da dispersão de anos de estudo, este paradoxo tende a desaparecer.

⁹ A primeira faixa de SM pode ter trabalhadores com rendimento do trabalho zero e isto pode contribuir para aumentar a desigualdade. No par de anos 1995-2011, por exemplo, 5,6% da amostra tinha rendimento do trabalho principal igual a zero, apesar da jornada de trabalho ser de pelo menos 40 horas semanais e de o trabalho na produção para próprio consumo e na construção para próprio uso terem sido desconsiderados.

Tabela 5: Decomposição de Oaxaca-Blinder (média) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados* - anoA anoB

| | 1998-1995 | | | 2002-1998 | | | 2006-2002 | | | 2011-2006 | | | 2011-1995 | | |
|--------------------|--------------------|-------------------|--------|--------------------|-------------------|--------|--------------------|-------------------|--------|--------------------|-------------------|-------|--------------------|-------------------|--------|
| | <i>Coeficiente</i> | <i>EP robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>EP robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>EP robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>EP robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>EP robusto</i> | % |
| Predição A | 6,645 | 0,003 | | 6,560 | 0,003 | | 6,669 | 0,003 | | 6,878 | 0,002 | | 6,878 | 0,002 | |
| Predição B | 6,600 | 0,003 | | 6,645 | 0,003 | | 6,560 | 0,003 | | 6,669 | 0,002 | | 6,600 | 0,003 | |
| Diferença | 0,045 | 0,004 | | -0,085 | 0,004 | | 0,109 | 0,004 | | 0,209 | 0,004 | | 0,278 | 0,004 | |
| Estrutura | -0,009 | 0,002 | -19,1% | 0,050 | 0,002 | -58,8% | 0,193 | 0,002 | 177,0% | 0,127 | 0,002 | 60,9% | 0,358 | 0,003 | 128,5% |
| Composição | 0,054 | 0,004 | 119,1% | -0,135 | 0,004 | 158,8% | -0,084 | 0,003 | -77,0% | 0,082 | 0,003 | 39,1% | -0,079 | 0,004 | -28,5% |
| Até 0,5 SM | -0,009 | 0,001 | -20,6% | -0,011 | 0,001 | 12,9% | -0,017 | 0,001 | -15,9% | 0,025 | 0,001 | 12,1% | -0,014 | 0,001 | -4,9% |
| 0,5 a 0,9 SM | 0,002 | 0,000 | 5,1% | -0,007 | 0,000 | 8,1% | -0,003 | 0,000 | -3,0% | 0,015 | 0,000 | 7,3% | 0,008 | 0,000 | 3,0% |
| 0,9 a 1,1 SM | 0,002 | 0,000 | 4,1% | -0,003 | 0,000 | 4,0% | -0,001 | 0,000 | -0,9% | -0,003 | 0,000 | -1,4% | -0,006 | 0,000 | -2,0% |
| 1,1 a 1,5 SM | -0,004 | 0,000 | -8,6% | 0,011 | 0,000 | -13,4% | 0,006 | 0,000 | 5,3% | -0,002 | 0,000 | -1,1% | 0,011 | 0,000 | 4,1% |
| 1,5 a 2 SM | 0,010 | 0,001 | 21,1% | -0,001 | 0,001 | 1,6% | 0,005 | 0,001 | 4,1% | -0,002 | 0,001 | -1,2% | 0,011 | 0,001 | 3,8% |
| + 2 SM | 0,022 | 0,003 | 48,0% | -0,156 | 0,003 | 183,8% | -0,097 | 0,002 | -89,0% | 0,033 | 0,002 | 15,8% | -0,195 | 0,003 | -70,0% |
| Educação | 0,027 | 0,001 | 59,3% | 0,030 | 0,001 | -35,7% | 0,023 | 0,001 | 21,0% | 0,014 | 0,000 | 6,8% | 0,091 | 0,001 | 32,8% |
| Idade | 0,012 | 0,001 | 27,4% | 0,008 | 0,001 | -9,9% | 0,007 | 0,001 | 6,4% | 0,007 | 0,001 | 3,2% | 0,040 | 0,001 | 14,5% |
| Idade ² | -0,007 | 0,001 | -14,3% | -0,004 | 0,001 | 4,6% | -0,003 | 0,000 | -3,1% | -0,003 | 0,000 | -1,4% | -0,022 | 0,001 | -7,9% |
| Mulher | -0,001 | 0,000 | -3,0% | -0,002 | 0,000 | 2,8% | -0,001 | 0,000 | -1,3% | -0,001 | 0,000 | -0,5% | -0,006 | 0,000 | -2,2% |
| Não branco | 0,000 | 0,000 | -0,3% | -0,001 | 0,000 | 1,3% | -0,002 | 0,000 | -1,6% | -0,002 | 0,000 | -0,8% | -0,005 | 0,000 | -1,9% |
| Chefe família | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 0,5% | -0,001 | 0,000 | -0,6% | -0,001 | 0,000 | -0,7% | -0,004 | 0,000 | -1,3% |
| Região | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 0,2% | 0,000 | 0,000 | 0,2% | 0,001 | 0,000 | 0,3% |
| Formal | 0,000 | 0,000 | -0,6% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 0,4% | 0,000 | 0,000 | 0,2% | 0,002 | 0,000 | 0,7% |
| Setor | 0,001 | 0,000 | 1,6% | 0,001 | 0,000 | -1,6% | 0,001 | 0,000 | 1,0% | 0,001 | 0,000 | 0,5% | 0,007 | 0,000 | 2,4% |
| N = | 199263 | | | 214410 | | | 238346 | | | 236873 | | | 212814 | | |

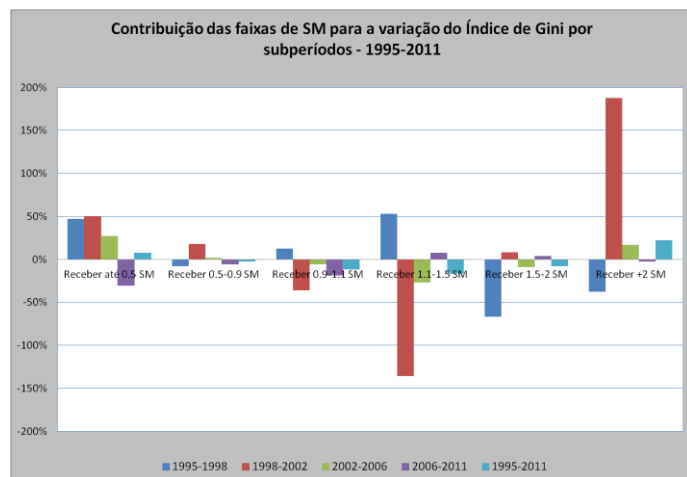
*Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

O gráfico 2 resume as contribuições das faixas de SM para a variação do índice de desigualdade em todos os subperíodos. A faixa do SM (0,9 a 1,1 SM) contribui para reduzir a desigualdade de rendimentos em quase todos os subperíodos, com maior intensidade entre 1998-2002, quando o aumento real do SM ganhou mais força. Neste período o aumento real do SM foi de 14,5%, enquanto no período anterior (1995-1998) o SM se valorizou apenas 7,5%. O subperíodo 1998-2002 parece ter tido um comportamento diferenciado em termos de intensidade dos efeitos¹⁰. É nele que a faixa entre 1,1 e 1,5 SM mais contribui para reduzir a dispersão dos rendimentos, enquanto a faixa mais alta contribui para concentrar a distribuição de rendimentos. Mais uma vez se destaca o efeito *spillover* do SM afetando a faixa imediatamente subsequente à do SM (1,1 a 1,5 SM).

Gráfico 2:



Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Em trabalho que mais se aproxima ao nosso em termos do método e do período analisado, Ferreira et al. (2014) analisam o impacto de diversos fatores sobre a redução da desigualdade de salários, dentre eles o salário mínimo. Mesmo sem levar em conta efeitos amplos de *spillover* como os que aqui consideramos, encontram um efeito desconcentrador entre 2004 e 2012.

Além da decomposição detalhada para média e para o índice de Gini, também fizemos a decomposição para três percentis da distribuição de rendimentos: percentil 10, mediana (p50) e percentil 90. A tabela 8 traz a decomposição para os ocupados que pertencem ao p10.

Entre 1995 e 2011 (coluna 5), aumentou 11,0% o rendimento desse percentil, sendo que o efeito composição contribuiu, ainda que menos que o efeito estrutura, para este aumento. O que se destaca, neste caso, é a pequena contribuição da educação para afetar o rendimento dos 10% mais pobres, diferentemente do observado para a média e para o Gini. Por outro lado, receber entre 0,5 e 2 SM contribuiu em 12,7% para o aumento do rendimento deste ponto da distribuição, sendo de 8,6% a contribuição da faixa exata do SM e da faixa subsequente. Assim, ainda que existam ocupados recebendo abaixo do piso salarial, sua valorização entre 1995 e 2011 teve reflexos positivos sobre aqueles que pertenciam ao décimo percentil da distribuição de rendimentos. No entanto, receber mais de 2 SM contribuiu em 10,9% para reduzir o rendimento do p10. Isto porque a mudança da composição dos ocupados em faixas de SM com perda de peso das faixas mais altas tende a afetar a posição dos percentis.

Devido à relativa estabilidade do rendimento do 10º percentil da distribuição nos dois governos FHC, as contribuições de cada covariada para o efeito composição ganham intensidade exagerada, não sendo muito informativa sua análise. Assim, vamos analisar a decomposição detalhada apenas para os dois governos Lula. Deste modo, o aumento do rendimento dos 10% mais pobres foi mais intenso entre 2006 e 2011, quando o efeito composição contribuiu positivamente (tabela 6, coluna 4). Mais uma vez, destaca-

¹⁰ Isto pode ser reflexo de diferenças na ponderação entre as PNADs da década de 1990 e as dos anos 2000, uma vez que o IBGE fez a reponderação das PNADs apenas a partir de 2001, estando as PNADs da década de 1990 desatualizadas em relação à projeção de população que são atualizadas com base em mudanças nas delimitações das regiões metropolitanas e do surgimento de novas unidades.

se o pequeno efeito da educação para este ponto da distribuição de rendimentos (0,6%) e maior importância das faixas de SM, cuja contribuição líquida foi de 43,4%. Nos dois governos Lula, a faixa do SM exato contribuiu para aumentar o rendimento do p10 (12,6% e 13,2%, respectivamente), contudo o efeito líquido das faixas de SM foi negativo entre 2002 e 2006 devido ao efeito negativo da faixa “+2SM”, levando a um efeito composição negativo.

Na tabela 7, temos a decomposição para a mediana da distribuição de rendimentos. Como visto na seção anterior, o rendimento mediano aumentou em quase todos os subperíodos, exceto pelo segundo governo FHC, e a magnitude do aumento foi maior no segundo governo Lula, onde o efeito líquido das faixas de SM foi de 16,3%. Entre 1995 e 2011, o efeito composição contribuiu para reduzir o rendimento do p50, sendo a faixa de “+2 SM” a principal responsável por este efeito negativo, uma vez que esta perdeu participação no total de ocupados. Diferentemente do que acontecia no p10, a educação e a experiência (idade) parecem afetar o rendimento da mediana e seu efeito foi positivo no período.

A faixa de salário mínimo (0,9 a 1,1) e a subsequente (1,1 a 1,5) contribuíram juntas para aumentar o rendimento mediano apenas no primeiro governo FHC (26,1%). Já educação e experiência tiveram efeito positivo em todos os subperíodos, com intensidade maior entre 1995 e 1998.

Quando se analisa o 90º percentil da distribuição de rendimentos (tabela 9), observa-se uma redução do rendimento entre 1995 e 2011 (coluna 5), ainda que o efeito composição tenha sido positivo por causa da variável de educação e, em menor medida, da idade. As faixas de SM a partir do salário mínimo exato contribuíram para reduzir o rendimento dos 10% mais ricos, sobretudo a faixa “+2SM”, que, como vimos, perdeu participação no período. Como esperado, as faixas abaixo do SM não tiveram efeito estatisticamente significativo para afetar o p90. Ter mais mulheres e mais não brancos entre os ocupados também contribuiu para reduzir o rendimento do 90º percentil.

Dentre os subperíodos, no primeiro governo FHC não houve alteração significativa do valor do rendimento do p90, mas no segundo FHC houve uma redução importante devido ao efeito estrutura, ainda que o efeito composição tenha contribuído marginalmente para o aumento do p90, graças ao efeito positivo da educação. Entre 1998 e 2002, as faixas “1,1 a 1,5 SM” e “+2 SM” contribuíram para a redução do rendimento dos 10% mais ricos, o que condiz com a mudança da distribuição dos ocupados por faixa de SM em que a primeira faixa ganhou participação e a última perdeu.

No primeiro governo Lula aumentou o rendimento do 90º percentil devido exclusivamente ao efeito estrutura, visto que o efeito composição foi estatisticamente não significativo. No segundo governo, por seu turno, o aumento do rendimento do p90 foi devido ao efeito composição positivo, cujos componentes principais foram educação, a faixa “+2 SM” e idade. No entanto, a faixa exata do SM contribuiu para reduzir o rendimento dos 10% mais ricos (-45,9%) bem como ter mais não brancos, mulheres e chefes de família entre os ocupados.

Portanto, o que se conclui da análise destes três pontos da distribuição de rendimentos do trabalho é que a cauda inferior da distribuição é pouco afetada pela educação e mais afetada pela política de salário mínimo, enquanto na cauda superior ocorre o inverso. Logo, o aumento da escolarização contribuiu para aumentar o rendimento dos mais ricos vis a vis os mais pobres, e por isso afetou positivamente o rendimento médio, mas concentrou a distribuição. Por outro lado, a valorização do piso salarial contribuiu para aumentar o rendimento dos mais pobres em detrimento dos mais ricos, tendo efeito negativo sobre o rendimento médio e sobre a desigualdade de rendimentos.

4.3 Efeito estrutura (Índice de Gini)

O efeito estrutura teve papel importante nas mudanças ocorridas na distribuição de rendimentos do trabalho entre os anos analisados, se sobrepondo ao efeito composição, que detalhamos na seção anterior. Nesta seção, vamos fazer a análise detalhada do efeito estrutura exclusivamente para a decomposição do índice de Gini, uma vez que o objetivo deste artigo é mensurar o papel do salário mínimo para a redução da desigualdade de rendimentos do trabalho ocorrida entre 1995 e 2011. Vamos nos ater ao índice de Gini porque a interpretação dos efeitos detalhados da parte não explicada nem sempre é intuitiva, sobretudo por se tratar de um método relativamente novo.

Na tabela 10 apresentamos a decomposição detalhada do efeito estrutura para o índice de Gini. Nela podemos ver que em todos os subperíodos a desigualdade intra grupos teve sinal negativo, ou seja, foi no sentido de reduzir a desigualdade de rendimentos do trabalho. Apenas no subperíodo de 2006-2011 a desigualdade intra grupos teve contribuição abaixo de 100%.

Analisando especificamente as faixas de salário mínimo, entre 1995 e 2011, vimos que a mudança de composição dos ocupados em faixas de SM (tabela 6) teve efeito distributivo, com efeitos concentradores apenas nas faixas de ‘Até 0,5 SM’ e ‘+2 SM’. Desta forma, como a desigualdade entre as faixas se reduziu no período, com uma aproximação dos ocupados para o entorno do mínimo e redução do peso daqueles que recebiam acima de 2 SM, esperaríamos que a desigualdade intra grupos aumentasse no período. Uma vez que as faixas estão mais amplas, dado a valorização do salário mínimo, seria de se esperar uma maior heterogeneidade dentro de cada faixa. No entanto, a tabela 8A não nos apresenta exatamente isso para as faixas mais próximas do salário mínimo exato, com as faixas até 1,1 SM tendo efeito distributivo, ou seja, redução da desigualdade intra. A faixa de 1,1 a 1,5 SM, cujos efeitos eram importantes na composição, na parte de estrutura não foram significativos. A partir de 1,5 SM a desigualdade intra grupos tende a crescer no período 1995-2011, sobretudo na faixa +2 SM, cuja contribuição é de 93,5% para aumentar a desigualdade de rendimentos do trabalho.

O subperíodo de maior redução da desigualdade, 2006-2011, apresenta o comportamento esperado quando se observa tanto o efeito composição quanto o efeito estrutura, que seriam efeitos opostos: se as diferenças entre grupos se reduzirem, espera-se um aumento da diferença intra grupos. Assim, enquanto no efeito composição as faixas até 1,1 SM tinham efeito desconcentrador e as faixas a partir de 1,1 SM, mas, sobretudo, a faixa +2 SM, bem como educação, tinham efeito concentrador, no efeito estrutura ocorre exatamente o inverso. A compressão das faixas de SM em favor dos próximos do piso salarial faz com que as diferenças entre os grupos se reduzam, diminuindo a desigualdade de rendimentos do trabalho. Contudo, como os grupos estão mais amplos e mais heterogêneos, a desigualdade intra grupos fica maior, contribuindo para aumentar a desigualdade de rendimentos. O aumento da escolarização faz aumentar a desigualdade entre grupos, mas reduzir a desigualdade intra grupos. Entretanto, foram idade e a faixa +2 SM os fatores que definiram a resultante desconcentradora do efeito estrutura entre 2002 e 2006.

Conclui-se, pois, que a desigualdade intra grupos foi muito influenciada pelo comportamento das variáveis idade, educação e faixas de salário mínimo. Enquanto no efeito composição idade e escolaridade, bem como a faixa +2 SM, contribuía para aumentar a desigualdade de rendimentos do trabalho, no efeito estrutura elas tiveram papel oposto, ou seja, contribuíram para tornar a distribuição de rendimentos do trabalho mais equitativa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A decomposição padrão de Oaxaca-Blinder mostrou que a redução do peso dos ocupados que recebem mais de 2 SM contribuiu para reduzir o rendimento médio, contudo o aumento da escolarização teve efeito oposto. Estes dois componentes foram os que mais afetaram a média dos rendimentos no efeito composição, que foi no sentido de reduzir a média de rendimentos. Isto porque o mercado de trabalho se tornou mais acessível, ou seja, aumentou a proporção de pessoas que tendem a ter os menores rendimentos. No entanto, o efeito composição foi mais que compensado pelo efeito estrutura positivo, mostrando que outros fatores têm explicado as tendências do rendimento médio no mercado de trabalho brasileiro nos últimos anos.

Quanto à decomposição do índice de Gini, observa-se que o efeito composição (desigualdade entre) foi concentrador, porém o efeito estrutura (desigualdade intra) desconcentrador foi superior, reduzindo a desigualdade de rendimentos no período. O aumento da escolarização teve um efeito concentrador, enquanto receber em torno do SM, sobretudo entre 0,9 e 1,5 SM, contribuiu para reduzir a dispersão de rendimentos, o que mostra um efeito *spillover* do SM. Esta redução foi mais intensa nos governos do presidente Lula, que coincide com aumentos reais mais robustos do SM. O aumento do peso das mulheres e dos não brancos entre os ocupados também contribuiu para a redução da desigualdade de rendimentos, porém em menor medida. O efeito da formalização do trabalho não foi captado nas decomposições, talvez pelo fato de haver uma correlação entre as *dummies* das faixas de SM e a *dummy* formal.

Em relação aos percentis 10, 50 e 90, tem-se que aumentou mais o rendimento dos ocupados da cauda inferior da distribuição, relativamente aos ocupados da mediana, enquanto os ocupados da cauda superior tiveram redução do rendimento entre 1995 e 2011. No efeito composição, as faixas de salário mínimo contribuíram para aumentar o p10 e reduzir o p90, o que pode ser explicado pela redução do peso da faixa +2 SM e aumento das faixas próximas ao salário mínimo. Já as variáveis educação e idade parecem afetar pouco o p10 e muito o p90, o que condiz com o fato de educação e experiência aumentarem o rendimento médio e concentrarem a distribuição de rendimentos.

Nesta mesma linha, se olharmos para o ordenamento de ocupados em faixas de SM e considerarmos que o efeito direto da política de salário mínimo é caracterizado pela faixa de 0,9 a 1,1 SM, teríamos que o efeito do SM entre 1995 e 2011 foi distributivo em 22,1%, dos quais 11,8% se devem ao efeito composição e 10,4% se devem ao efeito estrutura. Esta faixa pode ser considerada como um bom identificador do efeito do SM uma vez que se espera que neste ponto do ordenamento estejam os principais afetados por uma política de valorização do piso salarial. Caso considerássemos um efeito expandido do SM (0,5 SM a 1,5 SM) como aquele que também leva em conta possíveis vazamentos da política de piso salarial e efeitos de numerário, o impacto do SM seria distributivo em 46,6%, com o efeito composição contribuindo em 30,9%¹¹. O fato de não ter havido aumento do peso da ocupação na faixa imediatamente anterior à do SM exato e ter aumentado o peso da faixa acima do SM com a valorização do piso salarial, sugere possíveis efeitos *spillover* e numerário abrangendo as faixas 0,5-0,9SM e 1,1-1,5SM, justificando nosso interesse em estudar os efeitos expandidos entre 0,5SM e 1,5SM.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- DINARDO, J.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, v.64, n. 5, p. 1001-1044, September 1996.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. *Decomposition wage distributions using recentered influence function regressions*. Unpublished manuscript, University of British Columbia, 2007.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 953-973, May 2009.
- FIRPO, S.; REIS, M. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007. Volume 2, capítulo 33.
- FOGUEL, M.; CORSEUIL, C. H. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. *IPEA: Texto para Discussão n. 897, julho de 2002*.
- FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T.; FIRPO, S. Decomposition Methods in Economics. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (eds.). *Handbook of Labor Economics*. Elsevier: Volume 4A, chapter 1, p. 1-102, 2011.
- HOFFMANN, R. O índice de desigualdade de Theil-Atkinson. *Revista de Econometria*, v. 11, n. 2, p. 143-160. Rio de Janeiro, novembro de 1991.
- HOFFMANN, R.; NEY, M. G. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. *Econômica (UFF)*, v. 10, n. 1, pág. 7-39. Niterói, junho de 2008.
- JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.
- KOMATSU, B. K. *Salário mínimo, desigualdade e informalidade*. Dissertação de mestrado, Universidade de São Paulo, 2013.
- MEDEIROS, M.; SOARES, F. V.; SOARES, S. S. D.; OSÓRIO, R. G. *Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade*. In: *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente / organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulysseu*. – Brasília: Ipea, 2007. Volume 2 – Capítulo 17.
- MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES, E. A. S. Salário Mínimo e Desigualdade no Brasil entre 1981-1999: Uma Abordagem Semiparamétrica. *Revista Brasileira de Economia* v. 63, n. 3, p. 277-298. Rio de Janeiro, jul-set 2009.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, issue 3, p. 693-709, October 1973.
- SOARES, S. *A desigualdade de renda de 1995 a 2009 e tendências recentes*. Texto para discussão do CEDE/UFF n.51. Niterói, agosto de 2011.

¹¹ Ferreira et al. (2014) encontram um efeito concentrador da política de SM entre 1995 e 2012 considerando tanto o efeito estrutura quanto o efeito composição da faixa que considera os trabalhadores que recebem até 1 SM. Guardando as devidas ressalvas, uma vez que existem algumas diferenças na forma de implementação do método FFL e na amostra analisada, o efeito para esta faixa entre 1995 e 2011 no nosso caso foi desconcentrador em 25,6%.

Tabela 6: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Gini*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados - anoA anoB**

| | 1998-1995 | | | 2002-1998 | | | 2006-2002 | | | 2011-2006 | | | 2011-1995 | | |
|--------------------------|--------------------|----------------------------|--------|--------------------|----------------------------|---------|--------------------|----------------------------|--------|--------------------|----------------------------|--------|--------------------|----------------------------|--------|
| | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % |
| Predição A | 0,080 | 0,000 | | 0,077 | 0,000 | | 0,070 | 0,000 | | 0,061 | 0,000 | | 0,061 | 0,000 | |
| Predição B | 0,083 | 0,000 | | 0,080 | 0,000 | | 0,077 | 0,000 | | 0,070 | 0,000 | | 0,083 | 0,000 | |
| Diferença | -0,003 | 0,000 | | -0,003 | 0,000 | | -0,007 | 0,000 | | -0,009 | 0,000 | | -0,022 | 0,000 | |
| Estrutura | -0,005 | 0,000 | 191,0% | -0,008 | 0,000 | 286,1% | -0,010 | 0,000 | 132,3% | -0,006 | 0,000 | 69,2% | -0,028 | 0,000 | 126,0% |
| Composição | 0,003 | 0,000 | -91,0% | 0,005 | 0,000 | -186,1% | 0,002 | 0,000 | -32,3% | -0,003 | 0,000 | 30,8% | 0,006 | 0,000 | -26,0% |
| <i>Até 0,5 SM</i> | 0,001 | 0,000 | -47,0% | 0,001 | 0,000 | -50,1% | 0,002 | 0,000 | -27,2% | -0,003 | 0,000 | 30,8% | 0,002 | 0,000 | -7,6% |
| <i>0,5 a 0,9 SM</i> | 0,000 | 0,000 | 7,8% | 0,001 | 0,000 | -17,7% | 0,000 | 0,000 | -2,0% | -0,001 | 0,000 | 5,7% | -0,001 | 0,000 | 2,6% |
| <i>0,9 a 1,1 SM</i> | 0,000 | 0,000 | -12,5% | -0,001 | 0,000 | 36,1% | 0,000 | 0,000 | 5,8% | -0,002 | 0,000 | 18,6% | -0,003 | 0,000 | 11,8% |
| <i>1,1 a 1,5 SM</i> | 0,001 | 0,000 | -53,2% | -0,004 | 0,000 | 135,5% | -0,002 | 0,000 | 26,8% | 0,001 | 0,000 | -7,8% | -0,004 | 0,000 | 16,5% |
| <i>1,5 a 2 SM</i> | -0,002 | 0,000 | 66,5% | 0,000 | 0,000 | -8,2% | -0,001 | 0,000 | 9,0% | 0,000 | 0,000 | -3,8% | -0,002 | 0,000 | 7,9% |
| <i>+ 2 SM</i> | -0,001 | 0,000 | 37,4% | 0,005 | 0,000 | -187,7% | 0,001 | 0,000 | -16,6% | 0,000 | 0,000 | 2,5% | 0,005 | 0,000 | -22,4% |
| <i>Educação</i> | 0,002 | 0,000 | -79,2% | 0,003 | 0,000 | -90,4% | 0,002 | 0,000 | -27,4% | 0,001 | 0,000 | -15,3% | 0,008 | 0,000 | -34,7% |
| <i>Idade</i> | 0,001 | 0,000 | -26,0% | 0,001 | 0,000 | -18,0% | 0,000 | 0,000 | -5,1% | 0,000 | 0,000 | -3,1% | 0,001 | 0,000 | -4,9% |
| <i>Idade²</i> | 0,000 | 0,000 | 10,3% | 0,000 | 0,000 | 5,9% | 0,000 | 0,000 | 0,8% | 0,000 | 0,000 | -1,1% | 0,000 | 0,000 | -0,8% |
| <i>Mulher</i> | 0,000 | 0,000 | 3,8% | 0,000 | 0,000 | 6,3% | 0,000 | 0,000 | 1,4% | 0,000 | 0,000 | 0,8% | -0,001 | 0,000 | 2,4% |
| <i>Não branco</i> | 0,000 | 0,000 | 0,4% | 0,000 | 0,000 | 3,3% | 0,000 | 0,000 | 2,4% | 0,000 | 0,000 | 1,8% | 0,000 | 0,000 | 1,9% |
| <i>Chefe</i> | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 1,1% | 0,000 | 0,000 | 0,8% | 0,000 | 0,000 | 1,6% | 0,000 | 0,000 | 1,2% |
| <i>Região</i> | 0,000 | 0,000 | -0,1% | 0,000 | 0,000 | -0,4% | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | -0,2% |
| <i>Formal</i> | 0,000 | 0,000 | 0,7% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | -0,7% | 0,000 | 0,000 | -0,8% | 0,000 | 0,000 | -0,2% |
| <i>Setor</i> | 0,000 | 0,000 | 0,2% | 0,000 | 0,000 | -1,9% | 0,000 | 0,000 | -0,4% | 0,000 | 0,000 | 1,0% | 0,000 | 0,000 | 0,5% |
| N= | 199263 | | | 214410 | | | 238346 | | | 236873 | | | 212814 | | |

*Calculado com RIFREG

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas ou mais.
Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: analfabeto, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Tabela 7: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q10*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados - anoA anoB**

| | 1998-1995 | | | 2002-1998 | | | 2006-2002 | | | 2011-2006 | | | 2011-1995 | | |
|--------------|--------------------|----------------------------|---------|--------------------|----------------------------|----------|--------------------|----------------------------|--------|--------------------|----------------------------|-------|--------------------|----------------------------|--------|
| | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % |
| Predição A | 5,669 | 0,002 | | 5,668 | 0,005 | | 5,852 | 0,007 | | 6,288 | 0,001 | | 6,288 | 0,001 | |
| Predição B | 5,663 | 0,002 | | 5,669 | 0,002 | | 5,668 | 0,005 | | 5,852 | 0,007 | | 5,663 | 0,002 | |
| Diferença | 0,007 | 0,003 | | -0,002 | 0,006 | | 0,185 | 0,009 | | 0,436 | 0,007 | | 0,625 | 0,002 | |
| Estrutura | 0,011 | 0,001 | 174,8% | 0,079 | 0,003 | -4098,2% | 0,299 | 0,005 | 161,9% | 0,240 | 0,004 | 55,2% | 0,618 | 0,001 | 98,9% |
| Composição | -0,005 | 0,003 | -74,8% | -0,081 | 0,005 | 4198,2% | -0,114 | 0,008 | -61,9% | 0,195 | 0,005 | 44,8% | 0,007 | 0,002 | 1,1% |
| Até 0,5 SM | -0,011 | 0,001 | -175,8% | -0,031 | 0,003 | 1580,9% | -0,073 | 0,005 | -39,5% | 0,073 | 0,003 | 16,8% | -0,008 | 0,001 | -1,3% |
| 0,5 a 0,9 SM | 0,007 | 0,001 | 112,5% | -0,030 | 0,002 | 1534,3% | -0,015 | 0,002 | -7,9% | 0,048 | 0,002 | 11,0% | 0,015 | 0,001 | 2,4% |
| 0,9 a 1,1 SM | -0,011 | 0,001 | -171,7% | 0,053 | 0,002 | -2725,0% | 0,023 | 0,003 | 12,6% | 0,058 | 0,002 | 13,2% | 0,027 | 0,001 | 4,3% |
| 1,1 a 1,5 SM | -0,020 | 0,001 | -310,4% | 0,097 | 0,002 | -5012,3% | 0,067 | 0,003 | 36,3% | -0,017 | 0,002 | -4,0% | 0,027 | 0,001 | 4,3% |
| 1,5 a 2 SM | 0,018 | 0,001 | 270,0% | -0,004 | 0,002 | 226,1% | 0,019 | 0,003 | 10,2% | -0,007 | 0,002 | -1,7% | 0,011 | 0,001 | 1,7% |
| +2 SM | 0,013 | 0,002 | 200,9% | -0,169 | 0,003 | 8725,0% | -0,144 | 0,004 | -77,7% | 0,035 | 0,003 | 8,1% | -0,068 | 0,001 | -10,9% |
| Educação | 0,000 | 0,000 | 1,5% | 0,002 | 0,000 | -91,1% | 0,003 | 0,001 | 1,7% | 0,003 | 0,001 | 0,6% | -0,002 | 0,000 | -0,3% |
| Idade | -0,001 | 0,000 | -13,0% | 0,001 | 0,000 | -56,7% | 0,004 | 0,001 | 2,2% | 0,008 | 0,001 | 1,9% | 0,006 | 0,001 | 0,9% |
| Idade2 | 0,001 | 0,000 | 9,9% | -0,001 | 0,000 | 34,8% | -0,003 | 0,001 | -1,5% | -0,006 | 0,001 | -1,5% | -0,005 | 0,000 | -0,8% |
| Mulher | 0,000 | 0,000 | 0,3% | 0,000 | 0,000 | 10,1% | 0,000 | 0,000 | -0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 0,0% |
| Não branco | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | -5,1% | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 0,0% |
| Chefe | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 1,9% | 0,000 | 0,000 | -0,1% | -0,001 | 0,000 | -0,3% | 0,000 | 0,000 | 0,0% |
| Região | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 6,3% | 0,001 | 0,000 | 0,4% | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,0% |
| Formal | 0,000 | 0,000 | -0,7% | 0,000 | 0,000 | -1,0% | 0,001 | 0,000 | 0,3% | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,002 | 0,000 | 0,3% |
| Setor | 0,000 | 0,000 | 1,5% | 0,001 | 0,000 | -29,8% | 0,002 | 0,000 | 1,1% | 0,002 | 0,000 | 0,4% | 0,003 | 0,000 | 0,4% |
| N = | 199263 | | | 214410 | | | 238346 | | | 236873 | | | 212814 | | |

*Calculado com RIFREG.

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em *itálico*. Referência: analfabeto, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Tabela 8: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q50*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados - anoA anoB**

| | 1998-1995 | | | 2002-1998 | | | 2006-2002 | | | 2011-2006 | | | 2011-1995 | | |
|--------------------|--------------------|----------------------------|--------|--------------------|----------------------------|--------|--------------------|----------------------------|---------|--------------------|----------------------------|--------|--------------------|----------------------------|---------|
| | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % |
| Predição A | 6,607 | 0,003 | | 6,481 | 0,003 | | 6,533 | 0,003 | | 6,762 | 0,002 | | 6,762 | 0,002 | |
| Predição B | 6,539 | 0,004 | | 6,607 | 0,003 | | 6,481 | 0,003 | | 6,533 | 0,002 | | 6,539 | 0,004 | |
| Diferença | 0,068 | 0,005 | | -0,126 | 0,004 | | 0,053 | 0,004 | | 0,228 | 0,003 | | 0,223 | 0,005 | |
| Estrutura | 0,018 | 0,002 | 26,2% | 0,120 | 0,002 | -95,3% | 0,180 | 0,001 | 342,9% | 0,191 | 0,001 | 83,4% | 0,475 | 0,002 | 213,0% |
| Composição | 0,050 | 0,005 | 73,8% | -0,246 | 0,004 | 195,3% | -0,128 | 0,004 | -242,9% | 0,038 | 0,003 | 16,6% | -0,252 | 0,004 | -113,0% |
| Até 0,5 SM | -0,002 | 0,000 | -3,6% | -0,003 | 0,000 | 2,8% | -0,007 | 0,000 | -13,9% | 0,011 | 0,000 | 4,7% | -0,004 | 0,000 | -1,9% |
| 0,5 a 0,9 SM | 0,002 | 0,000 | 2,8% | -0,006 | 0,000 | 4,9% | -0,004 | 0,001 | -7,9% | 0,020 | 0,001 | 8,8% | 0,008 | 0,000 | 3,7% |
| 0,9 a 1,1 SM | 0,006 | 0,001 | 9,3% | -0,016 | 0,001 | 12,8% | -0,007 | 0,001 | -12,9% | -0,025 | 0,001 | -11,0% | -0,039 | 0,001 | -17,4% |
| 1,1 a 1,5 SM | 0,011 | 0,001 | 16,8% | -0,031 | 0,001 | 24,9% | -0,019 | 0,001 | -35,5% | 0,007 | 0,001 | 3,0% | -0,034 | 0,001 | -15,2% |
| 1,5 a 2 SM | -0,009 | 0,001 | -13,6% | -0,001 | 0,000 | 0,4% | 0,009 | 0,001 | 17,5% | -0,006 | 0,002 | -2,7% | 0,011 | 0,001 | 4,8% |
| +2 SM | 0,033 | 0,004 | 48,7% | -0,194 | 0,003 | 154,1% | -0,102 | 0,003 | -193,7% | 0,031 | 0,002 | 13,5% | -0,239 | 0,003 | -107,1% |
| Educação | 0,006 | 0,000 | 9,0% | 0,005 | 0,000 | -3,9% | 0,002 | 0,000 | 3,3% | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,030 | 0,001 | 13,5% |
| Idade | 0,005 | 0,001 | 8,1% | 0,003 | 0,000 | -2,3% | 0,002 | 0,000 | 3,5% | 0,001 | 0,000 | 0,4% | 0,032 | 0,001 | 14,1% |
| Idade ² | -0,003 | 0,000 | -5,1% | -0,002 | 0,000 | 1,3% | -0,001 | 0,000 | -2,6% | -0,001 | 0,000 | -0,3% | -0,024 | 0,001 | -10,7% |
| Mulher | 0,000 | 0,000 | -0,5% | -0,001 | 0,000 | 0,5% | 0,000 | 0,000 | -0,6% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | -0,002 | 0,000 | -0,8% |
| Não branco | 0,000 | 0,000 | -0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | -0,001 | 0,000 | -0,5% |
| Chefe | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,000 | 0,000 | -0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | -0,002 | 0,000 | -0,8% |
| Região | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 0,1% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | 0,1% |
| Formal | 0,000 | 0,000 | 0,4% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,000 | 0,000 | -0,2% | 0,000 | 0,000 | 0,2% | 0,004 | 0,000 | 1,7% |
| Setor | 0,001 | 0,000 | 1,4% | 0,001 | 0,000 | -0,6% | 0,000 | 0,000 | 0,2% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,008 | 0,000 | 3,4% |
| N = | 199263 | | | 214410 | | | 238346 | | | 236873 | | | 212814 | | |

*Calculado com RIFREG.

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Tabela 9: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Q90*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados - anoA anoB**

| | 1998-1995 | | | 2002-1998 | | | 2006-2002 | | | 2011-2006 | | | 2011-1995 | | |
|--------------------|--------------------|----------------------------|----------|--------------------|----------------------------|--------|--------------------|----------------------------|---------|--------------------|----------------------------|---------|--------------------|----------------------------|---------|
| | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | % |
| Predição A | 7,985 | 0,008 | | 7,832 | 0,008 | | 7,889 | 0,005 | | 7,914 | 0,008 | | 7,914 | 0,008 | |
| Predição B | 7,993 | 0,007 | | 7,985 | 0,008 | | 7,832 | 0,008 | | 7,889 | 0,005 | | 7,993 | 0,006 | |
| Diferença | -0,009 | 0,011 | | -0,153 | 0,011 | | 0,057 | 0,009 | | 0,025 | 0,009 | | -0,079 | 0,010 | |
| Estrutura | -0,110 | 0,010 | 1280,5% | -0,165 | 0,011 | 108,1% | 0,058 | 0,009 | 102,1% | -0,059 | 0,008 | -231,8% | -0,199 | 0,012 | 251,7% |
| Composição | 0,101 | 0,005 | -1180,5% | 0,012 | 0,005 | -8,1% | -0,001 | 0,004 | -2,1% | 0,084 | 0,004 | 331,8% | 0,120 | 0,006 | -151,7% |
| Até 0,5 SM | 0,001 | 0,000 | -17,0% | 0,001 | 0,000 | -0,9% | 0,001 | 0,000 | 0,9% | 0,001 | 0,000 | 4,8% | 0,000 | 0,000 | 0,0% |
| 0,5 a 0,9 SM | -0,001 | 0,000 | 6,8% | 0,001 | 0,000 | -0,5% | 0,000 | 0,000 | -0,5% | 0,004 | 0,000 | 13,9% | 0,000 | 0,000 | -0,1% |
| 0,9 a 1,1 SM | 0,001 | 0,000 | -14,1% | -0,005 | 0,000 | 3,3% | -0,002 | 0,000 | -4,2% | -0,012 | 0,000 | -45,9% | -0,016 | 0,000 | 20,7% |
| 1,1 a 1,5 SM | 0,006 | 0,000 | -66,4% | -0,020 | 0,001 | 13,2% | -0,011 | 0,000 | -18,4% | 0,004 | 0,000 | 15,6% | -0,020 | 0,001 | 24,9% |
| 1,5 a 2 SM | -0,009 | 0,001 | 104,9% | 0,001 | 0,001 | -0,9% | -0,004 | 0,001 | -7,8% | 0,002 | 0,001 | 9,0% | -0,010 | 0,001 | 13,2% |
| +2 SM | 0,006 | 0,001 | -73,8% | -0,083 | 0,002 | 54,3% | -0,073 | 0,002 | -127,9% | 0,031 | 0,002 | 122,2% | -0,149 | 0,003 | 188,8% |
| Educação | 0,084 | 0,003 | -979,5% | 0,111 | 0,003 | -72,8% | 0,084 | 0,002 | 147,2% | 0,051 | 0,001 | 201,7% | 0,298 | 0,004 | -377,3% |
| Idade | 0,032 | 0,003 | -377,7% | 0,026 | 0,003 | -16,8% | 0,023 | 0,002 | 39,7% | 0,020 | 0,002 | 77,4% | 0,080 | 0,005 | -101,9% |
| Idade ² | -0,015 | 0,002 | 176,8% | -0,011 | 0,002 | 6,9% | -0,010 | 0,001 | -17,1% | -0,006 | 0,001 | -21,7% | -0,027 | 0,004 | 34,0% |
| Mulher | -0,004 | 0,001 | 44,5% | -0,007 | 0,001 | 4,6% | -0,004 | 0,000 | -7,0% | -0,003 | 0,000 | -13,0% | -0,019 | 0,001 | 24,2% |
| Não branco | 0,000 | 0,001 | 5,8% | -0,004 | 0,001 | 2,7% | -0,007 | 0,001 | -11,5% | -0,006 | 0,001 | -23,3% | -0,018 | 0,001 | 22,7% |
| Chefe | 0,000 | 0,001 | 0,3% | -0,001 | 0,000 | 0,8% | -0,002 | 0,000 | -3,8% | -0,005 | 0,000 | -17,9% | -0,009 | 0,001 | 11,9% |
| Região | 0,000 | 0,000 | -4,8% | 0,000 | 0,000 | -0,2% | 0,000 | 0,000 | 0,6% | 0,001 | 0,000 | 2,8% | 0,003 | 0,000 | -3,8% |
| Formal | -0,001 | 0,000 | 8,9% | 0,000 | 0,000 | 0,0% | 0,001 | 0,000 | 2,0% | 0,001 | 0,001 | 3,2% | 0,001 | 0,001 | -0,8% |
| Setor | 0,000 | 0,001 | 4,9% | 0,003 | 0,001 | -1,8% | 0,003 | 0,001 | 5,8% | 0,001 | 0,001 | 2,9% | 0,006 | 0,002 | -8,1% |
| N = | 199263 | | | 214410 | | | 238346 | | | 236873 | | | 212814 | | |

*Calculado com RIFREG.

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas semanais ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria.

Tabela 10: Decomposição de Oaxaca-Blinder (Gini*) para o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados - anoA anoB**

| | 1998-1995 | | | 2002-1998 | | | 2006-2002 | | | 2011-2006 | | | 2011-1995 | | |
|--------------------------|--------------------|----------------------------|----------|--------------------|----------------------------|----------|--------------------|----------------------------|----------|--------------------|----------------------------|----------|--------------------|----------------------------|----------|
| | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | <i>%</i> | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | <i>%</i> | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | <i>%</i> | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | <i>%</i> | <i>Coeficiente</i> | <i>Erro padrão robusto</i> | <i>%</i> |
| Predição A | 0,080 | 0,000 | | 0,077 | 0,000 | | 0,070 | 0,000 | | 0,061 | 0,000 | | 0,061 | 0,000 | |
| Predição B | 0,083 | 0,000 | | 0,080 | 0,000 | | 0,077 | 0,000 | | 0,070 | 0,000 | | 0,083 | 0,000 | |
| Diferença | -0,003 | 0,000 | | -0,003 | 0,000 | | -0,007 | 0,000 | | -0,009 | 0,000 | | -0,022 | 0,000 | |
| Estrutura | -0,005 | 0,000 | | -0,008 | 0,000 | | -0,010 | 0,000 | | -0,006 | 0,000 | | -0,028 | 0,000 | |
| <i>Até 0,5 SM</i> | 0,000 | 0,000 | 16,1% | 0,000 | 0,000 | -10,4% | -0,001 | 0,000 | 11,8% | 0,000 | 0,000 | -1,0% | -0,001 | 0,000 | 3,0% |
| <i>0,5 a 0,9 SM</i> | 0,000 | 0,000 | 16,1% | 0,000 | 0,000 | 13,1% | -0,002 | 0,000 | 20,7% | 0,001 | 0,000 | -7,2% | -0,001 | 0,000 | 5,4% |
| <i>0,9 a 1,1 SM</i> | 0,001 | 0,000 | -19,3% | -0,002 | 0,000 | 68,4% | -0,001 | 0,000 | 12,4% | 0,000 | 0,000 | -2,8% | -0,002 | 0,000 | 10,4% |
| <i>1,1 a 1,5 SM</i> | 0,001 | 0,000 | -37,4% | -0,002 | 0,000 | 52,9% | 0,001 | 0,000 | -13,2% | 0,000 | 0,000 | 4,9% | 0,000 | 0,000 | -0,1% |
| <i>1,5 a 2 SM</i> | 0,001 | 0,000 | -36,9% | 0,000 | 0,000 | 8,2% | 0,002 | 0,000 | -25,5% | 0,000 | 0,000 | 4,0% | 0,002 | 0,000 | -9,7% |
| <i>+ 2 SM</i> | 0,001 | 0,000 | -43,2% | 0,013 | 0,000 | -443,8% | 0,010 | 0,000 | -133,1% | -0,003 | 0,000 | 37,5% | 0,021 | 0,000 | -93,5% |
| <i>Educação</i> | 0,000 | 0,000 | 9,3% | -0,002 | 0,000 | 53,0% | -0,002 | 0,000 | 31,3% | -0,001 | 0,000 | 9,9% | -0,005 | 0,000 | 20,3% |
| <i>Idade</i> | 0,006 | 0,003 | -207,4% | -0,007 | 0,004 | 230,9% | -0,023 | 0,004 | 311,1% | -0,005 | 0,004 | 55,3% | -0,028 | 0,004 | 127,6% |
| <i>Idade²</i> | -0,001 | 0,002 | 51,3% | 0,003 | 0,002 | -110,1% | 0,010 | 0,002 | -127,8% | 0,002 | 0,002 | -22,6% | 0,013 | 0,002 | -57,4% |
| <i>Mulher</i> | 0,000 | 0,000 | -5,4% | 0,001 | 0,000 | -48,9% | 0,001 | 0,000 | -12,2% | 0,000 | 0,000 | -0,7% | 0,003 | 0,000 | -11,6% |
| <i>Não branco</i> | 0,000 | 0,000 | 17,0% | 0,000 | 0,000 | -8,5% | 0,001 | 0,000 | -8,1% | 0,000 | 0,000 | 0,4% | 0,000 | 0,000 | -1,5% |
| <i>Chefe</i> | -0,001 | 0,000 | 34,6% | -0,001 | 0,000 | 31,5% | -0,001 | 0,000 | 6,9% | 0,000 | 0,000 | 0,7% | -0,002 | 0,000 | 10,9% |
| <i>Região</i> | 0,000 | 0,000 | 0,9% | 0,000 | 0,000 | 14,8% | 0,000 | 0,000 | -3,3% | -0,001 | 0,000 | 5,5% | -0,001 | 0,000 | 3,4% |
| <i>Formal</i> | -0,001 | 0,000 | 19,8% | 0,000 | 0,000 | 12,8% | 0,001 | 0,000 | -8,9% | -0,001 | 0,000 | 8,5% | -0,001 | 0,000 | 4,3% |
| <i>Setor</i> | -0,001 | 0,000 | 25,6% | 0,000 | 0,000 | -12,8% | 0,000 | 0,000 | 3,1% | 0,000 | 0,000 | 0,9% | -0,001 | 0,000 | 2,5% |
| <i>Constante</i> | -0,010 | 0,002 | 349,9% | -0,012 | 0,002 | 435,0% | -0,005 | 0,002 | 67,0% | 0,002 | 0,002 | -24,0% | -0,025 | 0,002 | 112,0% |
| N= | 199263 | | | 214410 | | | 238346 | | | 236873 | | | 212814 | | |

*Calculado com RIFREG.

**Ocupados: exclui produção para próprio consumo e construção para próprio uso. Considera apenas trabalhadores com jornada de 40 horas ou mais.

Não significativo a 10%: coeficiente em itálico. Referência: menos de 1 ano de estudo, região Sul, setor Agrícola, +2 SM.

Fonte: PNAD. Elaboração própria

