



Center for Studies on Inequality and Development

Texto para Discussão N^o 87 – Setembro 2013
Discussion Paper No. 87 – September 2013

**A contribuição do salário mínimo para a redução recente da
desigualdade na distribuição de renda no Brasil: uma
aplicação do método RIF Regression**

Alessandra Scalioni Brito (Cede/UFF)

Danielle Carusi Machado (Cede/UFF)

Celia Lessa Kerstenetzky (Cede/UFF)

A contribuição do salário mínimo para a redução recente da desigualdade na distribuição de renda no Brasil: uma aplicação do método *RIF Regression*

Alessandra Scalioni Brito^{*}
Danielle Carusi Machado^{**}
Celia Lessa Kerstenetzky^{***}

Resumo

O objetivo deste artigo é mensurar a contribuição direta e indireta da política de salário mínimo na queda recente da desigualdade na distribuição de renda no Brasil. Serão considerados os efeitos diretos sobre a distribuição de rendimentos do trabalho formal e informal bem como sobre a distribuição de rendimentos previdenciários (aposentadorias e pensões). A hipótese é que o salário mínimo tenha contribuído para a redução da desigualdade de renda ocorrida nos últimos anos através da diminuição do diferencial de salários (queda do leque salarial) no mercado de trabalho e da redução da desigualdade de benefícios previdenciários, cujo piso é o salário mínimo. Utilizaremos os microdados da PNAD e o método de decomposição proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2009). Os resultados mostram que o salário mínimo contribuiu para desconcentrar a distribuição de salários e, sobretudo, a distribuição de aposentadorias e pensões no período 2001-2011.

Palavras-chave: desigualdade, salário mínimo, métodos de decomposição, *RIF Regression*

Código JEL: C14, C21, J08, J31, I38, D63

Área de concentração: Microeconomia Aplicada

* Doutoranda do PPGE/UFF e pesquisadora do CEDE/UFF.

** Professora Adjunta da Faculdade de Economia da UFF e pesquisadora do CEDE/UFF.

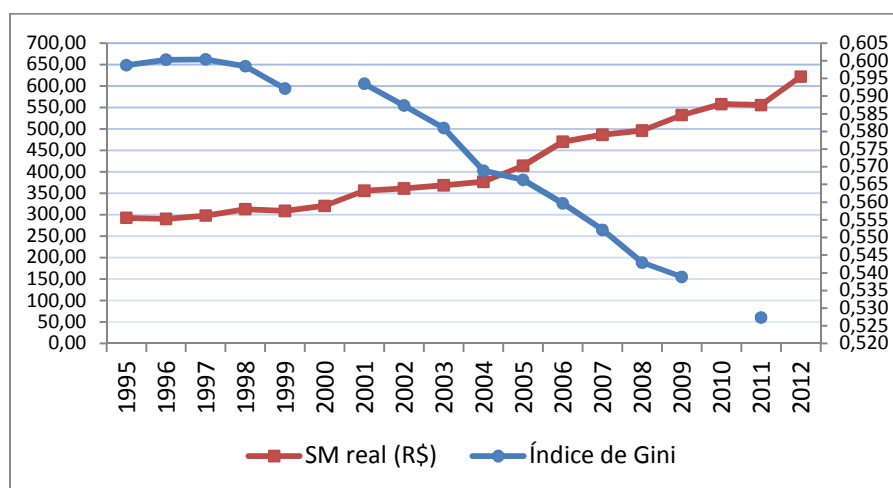
*** Professora Titular da Faculdade de Ciência Política e da Pós-graduação em Economia da UFF, e diretora do CEDE/UFF.

1 - Introdução

Desde meados da década de 1990, o país vem passando por um processo de queda da desigualdade na distribuição de renda, que se acentuou a partir de 2001. De fato, entre 1995 e 2011, o índice de Gini apresentou uma redução de 11,9%. Conforme assinalado pela literatura especializada, vários são os fatores que podem explicar este fenômeno, entre os quais se destacam a educação, o mercado de trabalho e as transferências governamentais (Medeiros *et al.* (2007)ⁱ, Hoffmann e Ney (2008)ⁱⁱ, Soares (2011)ⁱⁱⁱ, Barros *et al.* (2007)^{iv}).

Devido à política de valorização do salário mínimo, que testemunhou um aumento real de 89,6% entre 1995 e 2011, e a crescente formalização das relações de trabalho no período, as atenções têm se voltado para o papel que o mercado de trabalho, e em particular, o salário mínimo, teria na evolução recente da desigualdade de renda. O comportamento simétrico da evolução do salário mínimo e do índice de Gini, conforme o gráfico 1 abaixo, sugere fortemente essa linha de investigação. Pelo canal do rendimento do trabalho, o efeito seria direto à medida que mais trabalhadores se formalizando teriam direito a ganhos compatíveis com o salário mínimo (SM).

Gráfico 1: Séries de Salário mínimo e Índice de Gini* (1995 – 2012)



*Índice de Gini: indisponível nos anos de Censo (2000, 2010) e para 2012.

Fonte: IPEADATA (SM real) e IETS (Índice de Gini). Elaboração dos autores.

De fato, vários trabalhos têm procurado estimar a relação entre salário mínimo e desigualdade na distribuição de salários, usando dados das PNADs. Menezes-Filho e Rodrigues (2009)^v, por exemplo, analisando o período entre 1981 e 1999 por meio de uma abordagem semiparamétrica (DiNardo, Fortin e Lemieux, 1996, DFL)^{vi}, observam que a

perda de valor real do SM no período teria contribuído para o aumento da dispersão salarial. Assim, o efeito do SM explicaria pelo menos 17% da variação do Gini e 6,5% da variação do Theil entre trabalhadores do sexo masculino, e 40% da variação do Gini e 25% da variação do Theil (ordem inversa)¹ entre trabalhadoras.

Firpo e Reis (2007)^{vii}, comparando medidas de desigualdade como Gini e Theil, analisam período posterior (entre 2001 e 2005), em que se observa a redução da dispersão de salários. Seu trabalho mostra que a contribuição do valor do SM para a queda da desigualdade de salários foi de 36,1%, quando se usa o índice de Gini, 29,9%, quando se usa o índice de Theil T e 60,1%, quando se usa o índice de Theil L. A maior contribuição encontrada, a do índice de Theil L, privilegia a cauda inferior da distribuição de renda, indicando a importância do salário mínimo para elevar a renda dos mais pobres.

Neder e Ribeiro (2010)^{viii}, também utilizando a metodologia de DFL (1996), dessa vez para investigar o período subsequente, entre 2002 e 2008, concluem que a contribuição do valor do SM para a queda recente da desigualdade atingiu patamares elevados, seja na decomposição direta (67,6% da queda do índice de Gini para homens e 69,2% para mulheres) seja na inversa (28,7% da queda do Gini para homens e 49,4% para mulheres). O efeito mais intenso entre as mulheres confirma o achado de Menezes-Filho e Ribeiro (2009).

Contudo, poucos trabalhos examinam a relação entre salário mínimo e seguridade social (aposentadorias, pensões e outros benefícios constitucionais), outro possível canal de distribuição de renda. Diferentemente do que ocorre em outros países, no Brasil, o salário mínimo é o piso da seguridade social e sua valorização na última década pode ter contribuído para reduzir a desigualdade na distribuição dos rendimentos previdenciários.

Dentre estes, destaca-se o estudo de Saboia (2007)^{ix}, que faz simulações para o período 1995-2005, considerando tanto a renda do trabalho quanto a renda de aposentadorias e pensões e o Benefício de Prestação Continuada (BPC). Os resultados indicam que enquanto 62% da queda do índice de Gini da distribuição de salários podem ser atribuídos ao SM, esta proporção chega a 82% no caso do Gini da distribuição de aposentadorias e pensões.

Uma das contribuições deste artigo é mensurar o efeito do salário mínimo na

¹ Na ordem direta da decomposição (com o SM sendo a primeira covariada), o SM explicaria 73% da variação do Gini e 66% da variação do Theil para os homens, e 123% da variação do Gini e 107% da variação do Theil para as mulheres.

redução da desigualdade dos rendimentos, contudo, olhando não para o efeito do aumento de seu valor, amplamente estudado na literatura brasileira, sobretudo no que se refere ao mercado de trabalho (conforme mencionado), mas para a sua importância para a economia brasileira em termos de piso de salarial. Desta forma, estaremos preocupados em identificar de que forma o percentual de pessoas que ganham salário mínimo, seja no mercado de trabalho como trabalhadores ocupados ou na seguridade social como aposentados e pensionistas, pode contribuir para a evolução recente da desigualdade de renda do trabalho e dos benefícios previdenciários/pensões. No caso do mercado de trabalho, iremos avaliar também o efeito do percentual de trabalhadores que ganham múltiplos de salários mínimos tendo em vista seu papel usual de referência para remuneração.

Como segunda contribuição, este artigo aplica a metodologia de decomposição recentemente proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2009)^x, que possui a propriedade de ser *path independent*, o que significa que os resultados da decomposição, diferentemente da metodologia usual, não são afetados pela ordem em que são colocadas as covariadas. Adicionalmente, o método tem a vantagem de permitir a decomposição detalhada também do efeito estrutura, não apenas do efeito composição.

O objetivo deste artigo é, pois, estimar a contribuição direta e indireta do SM na queda recente da desigualdade de renda medida pelo índice de Gini. Serão considerados os efeitos diretos sobre a distribuição de rendimentos do trabalho no setor formal e sobre a distribuição de rendimentos previdenciários, cujo piso oficial é o SM. Ademais serão considerados os efeitos indiretos sobre a distribuição de rendimentos do trabalho no setor informal. A hipótese central é que o SM tenha contribuído para a redução da desigualdade de renda ocorrida nos últimos anos por meio da diminuição do diferencial de salários no mercado de trabalho e da redução da desigualdade de benefícios previdenciários. De fato, nossos resultados nos permitem afirmar que a participação percentual de indivíduos ganhando pelo menos um salário mínimo tem efeito desconcentrador sobre os rendimentos do trabalho e previdenciários, sendo sua contribuição mais expressiva para a queda da dispersão da distribuição das aposentadorias e pensões.

Quadro 1: Literatura empírica nacional

Autores	Período	Análise	Evolução do SM	Efeito	Contribuição do SM
Menezes-Filho e Rodrigues	1988-1999	salários	queda	concentrador	17% Gini (homens), 40% Gini (mulheres) - ordem inversa
Firpo e Reis	2001-2005	salários	aumento	desconcentrador	36,1% Gini
Neder e Ribeiro	2002-2008	salários	aumento	desconcentrador	28,7% Gini (homens), 49,4% Gini (mulheres) - ordem inversa
Saboia	1995-2005	renda	aumento	desconcentrador	62% Gini (trabalho), 82% Gini (previdência), 73% Gini (total)

2 – A evidência internacional sobre as relações entre salário mínimo e desigualdade

O debate acerca da influência da política do salário mínimo sobre a distribuição de salários teve início na década de 1990, nos EUA, estimulado pelas diferenças observadas nesse país no comportamento da distribuição de salários nas décadas de 1980 e 1990, cuja relação com a tendência do valor real do salário mínimo era, como no caso brasileiro, inversa.

Ao longo da década de 1980, a desigualdade de salários aumentou muito no país, coincidindo com a perda de valor real do salário mínimo. Estudos como os de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) (DFL) (este especificamente utilizando funções de densidade de Kernel contrafactuais) concluíram que o salário mínimo teve papel significativo para esta piora da distribuição de salários na década de 1980, tendência que foi revertida com a recuperação do valor do SM na década seguinte.

Examinando a transição entre décadas (entre 1989 e 1992), resultado similar é encontrado por Card e Krueger (1995)^{xi}. Os autores analisam as características de renda familiar dos recebedores do SM nos EUA, comparando mudanças na distribuição salarial nos diferentes estados após os aumentos do mínimo federal de 1990 e 1991. Concluem que estes reajustes reverteram a tendência de aumento da desigualdade de salários que vinha sendo observada na década de 1980.

No entanto, as conclusões de Card e Krueger e de DFL não são plenamente consensuais na literatura sobre o caso americano. Autor, Katz e Keraney (2008)^{xii}, por exemplo, refinam a metodologia de DFL (1996), decompondo a desigualdade da distribuição de salários em dois grupos separados: a cauda inferior (10-50) e a cauda superior (50-90). Os autores concluem que o aumento da desigualdade da distribuição de salários como um todo na década de 1980 se deveu à combinação de dois fatores: o aumento da desigualdade para a cauda inferior, devido à perda de valor real do SM (um fator conjuntural), e o aumento da desigualdade para a cauda superior devido, sobretudo, a mudanças na composição da força

de trabalho (um fator estrutural)². Na década de 1990, o comportamento das caudas da distribuição teria sido em sentidos opostos: a recuperação do SM teria reduzido a desigualdade para a cauda inferior, enquanto a tendência de aumento da desigualdade para a cauda superior teria se mantido, uma vez que a mudança na composição da força de trabalho seria um evento estrutural, diferentemente do comportamento da política de SM. Desta forma, a melhora da distribuição de salários da década de 1990 seria explicada pelo embate de forças opostas entre as duas caudas da distribuição. Portanto, a análise da desigualdade de salários total de DFL (1996) estaria mascarando o comportamento diferenciado das caudas inferior e superior da distribuição de salários, dando muito peso ao comportamento da política de SM em detrimento das mudanças na composição da força de trabalho americana, que afetam principalmente a cauda superior da distribuição (Autor, Katz e Kearney, 2008). Na verdade, os resultados não contrariam os anteriores, quanto ao efeito do salário mínimo, mas chamam a atenção para outros fatores intervenientes, de natureza estrutural.

A análise dos efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda como um todo tampouco é plenamente consensual nos EUA. Volscho (2005)^{xiii}, por exemplo, analisa, com base em dados decenais de 1960 a 2000, os pisos estaduais dos EUA com o intuito de testar a hipótese de que estados com maiores pisos salariais teriam menor desigualdade de renda. Sua conclusão é que o efeito do salário mínimo sobre a distribuição de renda é não linear e tende a ser distributivo a partir de US\$4 de salário-hora. Card e Krueger (1995), porém, encontram resultados que mais claramente favorecem a hipótese do impacto redistributivo.

Os autores comparam a renda familiar dos trabalhadores cujos salários foram afetados pelos reajustes do SM do início da década de 1990 com aqueles que foram afetados pelos reajustes de 1974, concluindo que relativamente à situação em 1974, os trabalhadores afetados pelos últimos reajustes estão mais concentrados em famílias pobres. Eles encontram forte evidência de que o incremento do SM aumentou a proporção da renda que é paga aos trabalhadores no primeiro décimo da distribuição de salários, sendo similar

² Na década de 80, aumentou muito a demanda por mão de obra qualificada (*skills*) e houve uma desaceleração da oferta de trabalhadores com educação secundária e terciária (*high school* e *college*), aumentando o prêmio à educação. Na década de 90, teria havido uma desaceleração da demanda por qualificações e o que a literatura chama de polarização: demanda por pouco qualificados (tarefas manuais) e muito qualificados, os medianamente qualificados tendo sido substituídos por tecnologia.

o efeito sobre os ganhos das famílias nesse décimo, o que contribuiria para a redução da desigualdade de renda. Os autores observam que 30% das pessoas afetadas pelos aumentos do SM são os únicos recebedores de salário na família e que o SM representa metade da renda total da família, o que mostra a sua importância na renda familiar. Relativamente a outros trabalhadores, os que são afetados por aumentos do SM têm três vezes mais chance de viver na pobreza, indicando que o recebedor do SM está sobrerrepresentado na cauda inferior da distribuição de renda – o que torna o SM uma política redistributiva. Comparando os resultados alcançados por Volscho e Card e Krueger, tampouco podemos concluir que são inteiramente divergentes, pois o primeiro, mais cético quanto aos impactos distributivos do SM, encontra um efeito desconcentrador a partir de certo salário horário.

A evidência para o Reino Unido é favorável à tese da desconcentração. Manning (2012)^{xiv} analisa a distribuição do salário horário no período de 1975 a 2009 e observa uma correspondência entre os períodos de implementação do salário mínimo nacional (pós 1999) e de queda na razão 50:10 (50% mais pobres sobre os 10% mais ricos). Adicionalmente, o fato de a desigualdade na cauda inferior cair mais rapidamente em regiões nas quais mais pessoas recebem o SM fez o autor concluir que a queda da desigualdade observada no Reino Unido pode ser explicada pela política de SM. Outro fator que concorre para reforçar esta conclusão é o fato de a queda da razão 50:10 ser maior entre mulheres, relativamente aos homens, que são as principais recebedoras do SM nacional – o que coincide com o caso americano.

Na mesma linha, Butcher et al. (2012)^{xv} investigam o impacto do salário mínimo nacional do Reino Unido sobre a desigualdade de salários e verificam que o SM explica parte importante da evolução da desigualdade de salários na cauda inferior da distribuição entre 1998 e 2010. Os autores estimam um modelo onde a variável dependente é a mudança anual da renda do percentil p do segmento r (mulher jovem, homem adulto) e a variável explicativa de interesse é a mudança no SM nacional como fração dos rendimentos medianos. Para mulheres jovens, a contribuição estimada do SM para a mudança na razão 50:5 é de 50%, enquanto a contribuição para a mudança na razão 50:10 é de 40%. Para mulheres acima de 30 anos, as mudanças na razão 50:5 ou 50:10 são bem menores, o que é esperado pelos autores uma vez que o grupo mais afetado pelo SM nacional é composto pelos jovens. Apesar disso, a contribuição estimada do SM neste caso supera o total da mudança observada na cauda inferior da distribuição de salários. O mesmo ocorre para os

homens, contudo em menor medida se comparado às mulheres: as mudanças na razão 50:5 ou 50:10 são muito maiores para os jovens que para os adultos e a contribuição estimada do SM para a mudança na razão 50:5 e 50:10 é de cerca de 50%.

A revisão da evidência internacional, indicativa de efeitos distributivos do salário mínimo em consonância com a evidência para o Brasil, parece favorecer a investigação de nossa hipótese de trabalho.

3 – Metodologia

Neste artigo estamos interessados em identificar o papel do salário mínimo na queda da desigualdade de renda no Brasil, no período de 2001 a 2011, enfatizando seu papel para o mercado de trabalho formal e informal e como piso de aposentadorias e pensões. Para atingir tal objetivo, iremos decompor diferentes estatísticas da distribuição da renda do trabalho e de aposentadorias/pensões de forma a identificar a contribuição de cada um dos fatores nas variações ao longo do período.

Várias dificuldades metodológicas surgem dependendo do tipo de método de decomposição aplicado. As principais decorrem: 1) da incapacidade de se incorporar efeitos de equilíbrio geral; e 2) da impossibilidade de detalhar, em boa parte dos métodos, o efeito de cada uma das covariadas na estrutura (separar retornos de variáveis não observadas).

Um dos métodos frequentemente utilizados na literatura brasileira sobre desigualdade, conforme já destacado na seção 2, é o proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) - DFL. Através deste método é possível identificar o efeito potencial de cada fator com base em densidades contrafactuais, ou seja, a decomposição detalhada das mudanças ocorridas. Entretanto, a desvantagem é que os resultados da decomposição dependem da ordem em que as covariadas são inseridas na decomposição (*path dependence*).

Usualmente, qualquer estatística de interesse de uma variável Y pode ser escrita como um funcional $v(F_Y)$ da função de distribuição acumulada de Y (F_Y). A primeira parte da decomposição divide a mudança total de uma dada estatística em um efeito composição, relacionado às variáveis explicativas incluídas, e um efeito estrutura, que reflete como a distribuição condicional $F(Y|X)$ muda ao longo do tempo. Na decomposição de Oaxaca-Blinder padrão, o efeito estrutura depende apenas de variações na esperança condicional ($E(Y|X)$).

A metodologia deste artigo seguirá a estratégia de decomposição proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2007^{xvi}, 2009). Este método se filia à abordagem de decomposição de Oaxaca-Blinder, mas consegue discernir, de forma detalhada, os efeitos composição (diferenças na composição dos atributos) e estrutura (diferenças nos retornos dos atributos) da variável de interesse para qualquer estatística e não apenas a média, levando em consideração diferentes fatores. Com o uso de FFL, o efeito estrutura depende de toda distribuição incondicional de Y .

Estamos particularmente interessados nas diferenças entre dois pontos no tempo, o ano de 2001 e o de 2011³. Logo, seguindo, Fortin, Lemieux e Firpo (2011)^{xvii}, para um dado indivíduo i , considere a renda que seria auferida no ano de 2001 (Y_{0i}) e no ano de 2011 (Y_{1i}). Para cada indivíduo i observamos a renda $Y_i = Y_{0i}(1 - T_i) + Y_{1i}T_i$, onde $T_i = 1$ se o indivíduo é observado no ano de 2011 e $T_i = 0$ se o indivíduo é observado no ano de 2001.

Se Δ_O^v é a mudança total entre 2001 e 2011 da estatística v de interesse, temos que:

$$\begin{aligned}\Delta_O^v &= v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1}) \\ &= v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=0}) + v(F_{Y_1|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1})\end{aligned}\quad \text{eq. (1)}$$

Onde:

$$\Delta_S^v = v(F_{Y_0|T=0}) - v(F_{Y_1|T=0}) \text{ é o efeito estrutura} \quad \text{eq. (2)}$$

$$\Delta_X^v = v(F_{Y_1|T=0}) - v(F_{Y_1|T=1}) \text{ é o efeito composição} \quad \text{eq. (3)}$$

O problema é encontrar $v(F_{Y_1|T=0})$, a estatística de interesse contrafactual dos indivíduos observados em 2001 que estariam com a estrutura de retornos do ano de 2011. A metodologia FFL estima este contrafactual de forma não paramétrica 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 (RIF)⁴ de Y sobre as variáveis explicativas X .

As vantagens, portanto, deste método são: (i) a decomposição detalhada tem a

³ A escolha de 2001 justifica-se por marcar o início de uma política de valorização maior do salário mínimo e da crescente formalização do mercado de trabalho. Já o ano de 2011 corresponde ao último ano disponível da série da PNAD.

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 (média, variância, Índice de Gini, etc.), ou seja: $IF(y; v, F) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} (v(F_\epsilon) - v(F)) / \epsilon$, onde $F_\epsilon(y) = (1 - \epsilon)F + \epsilon \delta_y$, $0 \leq \epsilon \leq 1$ e δ_y é a medida de probabilidade que coloca a massa 1 no valor y . A versão recentrada da função influência RIF ($y; v$) é dada pela soma entre a estatística de interesse e a perturbação IF, ou seja, $RIF(y; v) = v(F) + IF(y; v)$.

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 e, (ii) a decomposição pode ser feita para qualquer estatística de interesse, não só para a média como em Oaxaca, 1973^{xviii} e Blinder, 1973^{xix}.

Nosso objetivo é analisar o efeito da política de salário mínimo sobre a desigualdade da renda, oriunda do trabalho e das aposentadorias e pensões. Para tal, iremos computar, para o rendimento do trabalho, a decomposição para os dois decis extremos (10º e 90º), para o percentil 25º e o índice de Gini e, para o rendimento das aposentadorias e pensões, o Gini, exclusivamente. Do ponto de vista metodológico, portanto, a possibilidade de olharmos os efeitos para estatísticas além da média, como os quantis e o Gini, é vantajoso tendo em vista que o salário mínimo usualmente não tem efeito sobre toda a distribuição salarial. É esperado que este efeito seja mais pronunciado para as camadas inferiores da distribuição de renda. Logo, uma decomposição que priorizasse apenas a média não captaria este efeito.

Neste artigo, a nossa variável dependente Y é o logaritmo neperiano: (i) do rendimento do trabalho, quando estivermos abordando a desigualdade do mercado de trabalho, e (ii) do rendimento de aposentadorias e pensões, quando estivermos analisando a desigualdade decorrente da seguridade.

As covariadas incluídas nas regressões refletem o que é usualmente inserido para explicar as mudanças das distribuições da renda ao longo do tempo: características individuais (cor, gênero, região de moradia, educação) e características da inserção no mercado de trabalho (setor de atividade, formalidade do trabalho). Estamos particularmente interessados em identificar o efeito da educação, da formalização e do percentual de trabalhadores que recebem salário mínimo ou múltiplos deste, seja como trabalhador ou aposentado e pensionista.

A ideia de incluir os múltiplos do salário mínimo seguiu a literatura que estuda seus efeitos sobre mercado de trabalho, tal como Gonzaga, Camargo e Neri (2001)^{xx}. Em muitos casos, e igualmente no mercado de trabalho informal, o salário mínimo funciona como indexador (o chamado *efeito numerário*) para as remunerações. Há uma porcentagem não desprezível de trabalhadores informais, sobretudo empregados sem carteira de trabalho assinada sendo remunerados conforme os valores fixados para o salário mínimo. Ou seja, apesar de ser uma regra para o mercado de trabalho formal, também influencia, de alguma

forma, a definição das remunerações no segmento informal (*efeito farol*).

Assim, primeiro estimamos através do RIF a equação (4) cuja variável dependente é o logaritmo neperiano do salário no trabalho principal. Esta equação é estimada separadamente para os anos de 2001 e 2011, controlando por características individuais (*X*: *gênero, cor, idade, idade ao quadrado e região*), características de mercado de trabalho (*setor de atividade e status de formal*), anos de estudo (*educa*) e *dummies* que identificam o recebedor de 1 SM e de múltiplos dele (meio, um e meio e dois).

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 SM + \beta_2 formal + \beta_3 educa + \beta_4 X + u \quad \text{eq. (4)}$$

Onde *SM*: *dummies* referentes aos valores do SM (1SM, 0,5 SM, 1,5 SM e 2 SM);

formal: *dummy* para trabalhador formal;

educa: anos de estudo;

X: não branco, mulher, região, setor de atividade.

Para a análise das aposentadorias e pensões também estimamos a equação (5) usando RIF, para os anos de 2001 e 2011. A variável dependente é a soma dos benefícios previdenciários decorrentes de aposentadorias e pensões. As variáveis explicativas inseridas na regressão são características individuais (*X*) e *dummies* que identificam se o aposentado ou pensionista recebia exatamente o piso de salário mínimo.

$$\ln prev = \beta_0 + \beta_1 aposent_SM + \beta_2 pensao_SM + \beta_3 X + u \quad \text{eq. (5)}$$

Onde *aposent_SM*: *dummy* para aposentado que recebe 1 SM;

pensao_SM: *dummy* para pensionista que recebe 1 SM;

X: não branco, mulher, rural, urbano, metropolitano.

Com base nestas regressões *RIF*, podem ser decompostas as diferenças nas estatísticas de interesse, considerando o detalhamento dos efeitos das variáveis explicativas.

Iremos fazer a decomposição da distribuição de salários do trabalho principal para os percentis⁵ 10º, 25º e 90º e para o índice de Gini. Conforme já destacado, a política do salário mínimo usualmente não afeta todos os trabalhadores, mas sobretudo aqueles que estão no extremo inferior da distribuição salarial e no percentil 25º, onde se encontram os

⁵ O exercício foi realizado para todos os decis da distribuição de salários, mas optou-se por apresentar para o primeiro e último decil apenas por questões de espaço.

recebedores do salário mínimo tanto em 2001 quanto em 2011. Já para analisar a decomposição dos rendimentos de aposentadorias e pensões, optamos por olhar apenas para o índice de Gini entre 2001 e 2011.

3.1 – Base de dados e análise descritiva

Utilizamos os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 e 2011, sendo as variáveis de renda deflacionadas para o ano base 2011, usando o deflator para pesquisas amostrais do IBGE proposto por Foguel e Corseuil (2002)^{xxi}.

Foram considerados os ocupados na semana de referência para o modelo de decomposição do logaritmo do salário no trabalho principal, e os aposentados e pensionistas⁶ para o modelo de decomposição do logaritmo da renda previdenciária. A tabela 1 traz as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo para salários de 2001 e 2011.

O número médio de anos de estudo dos trabalhadores ocupados aumentou de 6,9 para 8,7 entre 2001 e 2011, enquanto a idade média passou de 35,4 para 37,5 anos no período. Adicionalmente, aumentou em 4,6% o logaritmo do salário no trabalho principal dos ocupados.

Do total de ocupados, 9% recebiam exatamente 1 SM no trabalho principal em 2001, proporção que aumentou para 12% em 2011. Considerando os recebedores de múltiplos do salário mínimo, o peso dos que recebiam meio, um e meio ou dois salários mínimos diminuiu no período.

A distribuição dos ocupados por região geográfica não se alterou muito no período, concentrando-se nas regiões Sudeste e Nordeste (cerca de 30% em cada). A proporção de mulheres e não brancos entre os ocupados aumentou 2 e 4 pontos percentuais, respectivamente, entre 2001 e 2011, bem como o peso do trabalho formal (12 pontos percentuais), aqui entendido como o emprego com carteira assinada (inclusive o doméstico), o trabalho por conta própria com contribuição à Previdência Social e o funcionário público e militar.

Tabela 1:

⁶ Variáveis V1251=1 para aposentados e V1254=2 para pensionistas.

Estatísticas descritivas usadas no modelo para salários

Variáveis	2001			2011		
	Observações	Média	Desvio padrão	Observações	Média	Desvio padrão
In_salário (trabalho principal)	146571	6,41	1,02	148335	6,73	0,90
Anos de estudo	158890	6,93	4,50	158287	8,70	4,49
Idade	158896	35,36	13,31	158287	37,47	13,15
Idade2	158896	1427,52	1062,76	158287	1576,89	1083,79
Variáveis Dummy						
Recebedor de SM	158921	0,09	0,29	158287	0,12	0,32
Recebedor de 0,5 SM	158921	0,01	0,08	158287	0,00	0,04
Recebedor de 1,5 SM	158921	0,01	0,10	158287	0,00	0,02
Recebedor de 2 SM	158921	0,02	0,14	158287	0,01	0,09
CO	158921	0,11	0,32	158287	0,12	0,32
NE	158921	0,30	0,46	158287	0,27	0,44
Norte	158921	0,10	0,30	158287	0,12	0,33
SE	158921	0,31	0,46	158287	0,31	0,46
Sul	158921	0,17	0,38	158287	0,18	0,38
Agricultura	158921	0,16	0,36	158287	0,10	0,30
Construção	158921	0,07	0,25	158287	0,09	0,29
Administração pública	158921	0,16	0,37	158287	0,16	0,37
Indústria	158921	0,13	0,34	158287	0,13	0,34
Comércio	158921	0,15	0,36	158287	0,19	0,39
Serviços	158921	0,31	0,46	158287	0,23	0,42
Outras atividades e mal definidas	158921	0,02	0,14	158287	0,09	0,29
Não branco	158921	0,49	0,50	158287	0,53	0,50
Mulher	158921	0,40	0,49	158287	0,42	0,49
Formal	158921	0,43	0,49	158287	0,55	0,50

Fonte: PNAD 2001 e 2011. Elaboração dos autores.

Em relação ao setor de atividade, caiu o peso da Agricultura (6 pp) e dos Serviços (8 pp), enquanto aumentou o peso do Comércio e da Construção civil (4 pp e 2 pp, respectivamente) entre os ocupados.

A tabela 2 traz as estatísticas descritivas para as variáveis utilizadas no modelo da Previdência. As *dummies* “aposent_sm” e “pensão_sm” identificam os aposentados e pensionistas que recebem exatamente 1 SM, ou seja, o piso.

Nela vê-se que o logaritmo da renda de aposentadorias e pensões⁷ cresceu 4,9% entre 2001 e 2011. Além disso, observa-se que aumentou tanto o peso dos aposentados (3 pp) quanto dos pensionistas (5 pp) recebendo exatamente 1 SM no período. No Brasil, o piso da Previdência Social é vinculado ao salário mínimo, o que explica, em parte, a grande proporção de aposentados e pensionistas recebendo exatamente o piso (mais de 50%).

Tabela 2:

⁷ Soma das variáveis V1252 e V1255 da PNAD.

Estatísticas descritivas usadas no modelo para aposentadoria e pensão

Variáveis	2001			2011		
	Observações	Média	Desvio padrão	Observações	Média	Desvio padrão
In_prev	38700	6,35	0,80	41367	6,66	0,64
aposent_sm	30180	0,55	0,50	34079	0,58	0,49
pensao_sm	10889	0,52	0,50	11277	0,57	0,49
Mulher	38966	0,57	0,50	42294	0,57	0,49
Urbano	38966	0,47	0,50	42294	0,49	0,50
Rural	38966	0,15	0,35	42294	0,14	0,35
Metropolitano	38966	0,38	0,49	42294	0,37	0,48
Não branco	38966	0,42	0,49	42294	0,47	0,50

Fonte: PNAD 2001 e 2011. Elaboração dos autores.

Dentre os aposentados e pensionistas, a maioria segue sendo do sexo feminino (57%) e vivendo na área urbana não metropolitana (47%, em 2001, e 49%, em 2011). No período, o peso dos não brancos (pardos, pretos e indígenas) entre os aposentados e pensionistas aumentou em 5 pontos percentuais.

4. Resultados

4.1. Decomposição para a renda do trabalho

Nesta subseção apresentamos os resultados da decomposição da renda do trabalho que podem ser vistos na tabela 3 e de forma detalhada no anexo.

Entre 2001 e 2011, a renda do trabalho dos ocupados aumentou para todos os quantis da distribuição analisados, uma vez que a diferença (2001 - 2011) foi sempre negativa⁸. No entanto, cabe destacar que o aumento da renda foi maior para os quantis mais baixos da distribuição (64,2% para o primeiro décimo de renda, 55,6% para o 25º percentil e apenas 14,6% para o último décimo), o que contribuiu para a queda do Índice de Gini no período.

A tabela 3 mostra que para o primeiro décimo e para o 25º percentil da renda, os sinais da parte explicada (efeito composição) e da não explicada (efeito estrutura) são negativos, ou seja, ambas estão contribuindo para elevar a diferença de renda entre 2001 e 2011, tendo em vista que houve elevação da renda no período. Neste sentido, temos que ambos os efeitos para os trabalhadores ocupados situados no extremo inferior da distribuição de renda foram desconcentradores.

⁸ Atentar para o fato de os sinais serem sempre ao contrário, pelo grupo de referência ser 2001: a diferença é dada por [2001 - 2011].

Tabela 3

Decomposição de Oaxaca-Blinder para a renda do trabalho principal

	<i>Percentil de renda do trabalho principal</i>			<i>Gini</i>
	<i>10</i>	<i>25</i>	<i>90</i>	
Log w 2001	5,2961	5,9259	7,7607	0,0870
Log w 2011	5,7918	6,3683	7,8969	0,0707
Diferença	-0,4957	-0,4424	-0,1362	0,0162
Explicada	-0,1811	-0,0985	-0,4014	-0,0005
Não explicada	-0,3146	-0,3439	0,2651	0,0167
Explicada				
sm	4,2%	2,8%	-6,2%	5,9%
sm_mul0.5	4,0%	0,9%	0,1%	1,4%
sm_mul1.5	-0,8%	-0,6%	3,8%	-2,6%
sm_mul2.0	-0,9%	-0,7%	6,7%	-3,9%
indiv*	3,4%	1,8%	27,6%	0,4%
trab**	1,9%	1,6%	34,6%	-2,5%
educa	15,5%	9,6%	239,7%	-22,7%
formal	9,2%	6,7%	-11,9%	21,0%
Não explicada				
sm	1,0%	-4,6%	-12,1%	0,4%
sm_mul0.5	-0,3%	0,1%	-0,2%	0,0%
sm_mul1.5	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
sm_mul2.0	0,0%	-0,2%	-1,8%	-0,4%
indiv	-3,1%	-47,5%	-237,8%	-60,0%
trab	0,7%	-1,1%	16,1%	-1,5%
educa	9,1%	-18,8%	-301,0%	29,1%
formal	22,7%	-3,6%	-11,3%	5,8%
_cons	33,5%	153,5%	353,7%	129,7%
Observações (2001) =	146522	146522	146522	146522
Observações (2011) =	148335	148335	148335	148335

*indiv: região, idade, idade2, não branco, mulher

**trab: setores de atividade

OBS: Não significativo a 10% quando estiver em itálico e negrito

Fonte: PNAD 2001 e 2011. Elaboração dos autores.

Para o décimo superior da distribuição de renda, temos que o efeito composição tem sinal negativo, desta forma contribui para o aumento da renda do trabalho no período mais que compensando o efeito estrutura, que agiu em sentido oposto. Como veremos mais a frente no detalhamento da decomposição, grande parte deste sinal do efeito estrutura está relacionado aos retornos à escolaridade. Como no décimo superior estão localizadas as pessoas mais escolarizadas e, dado que houve uma expansão educacional no período, o

preço por um ano a mais de escolaridade passou a não diferenciar tanto, sobretudo no décimo superior. A redução da dispersão educacional, característica deste período, pode ter conduzido a uma menor desigualdade dos retornos educacionais e, se esta era uma característica importante para explicar rendas mais elevadas de pessoas do décimo superior, é esperado que o aumento da renda ocorrido no período, se não compensado por outros fatores, seja realmente menor que dos quantis inferiores.

Para cada um dos percentis analisados, observamos que sempre a parte não explicada (*efeito estrutura ou retorno*) explica a maior parte das diferenças entre 2001 e 2011. Já o *efeito composição*, parte explicada por mudanças na composição das características observáveis incluídas no modelo, responde de 23% a 36,5% da mudança no período para os quantis 10º e 25º, respectivamente.

Com relação aos efeitos do percentual de trabalhadores ganhando exatamente o salário mínimo, podemos verificar que a diferença entre 2001 e 2011 contribuiu para a melhora da renda dos 10% e dos 25% mais pobres. A tabela 3 mostra que 4,2% e 2,8% das diferenças de renda nestes quantis entre 2001 e 2011 são explicadas pelo aumento de trabalhadores ganhando exatamente 1 salário mínimo. Como houve ingresso de trabalhadores na formalidade neste período, a variação do percentual de trabalhadores ganhando salário mínimo, entre 2001 e 2011, foi maior para o primeiro décimo da distribuição. Apesar da maior parte dos trabalhadores que ganham 1 salário mínimo, em 2001 e 2011, estar concentrada no percentil 25º, a variação deste percentual foi menor, não contribuindo tanto para explicar a diferença de renda entre 2001 e 2011.

Quando incluímos as *dummies* que identificam os trabalhadores que ganhavam múltiplos de salário mínimo (0,5 SM, 1,5 SM e 2 SM), os efeitos para os trabalhadores que ganhavam exatamente um salário mínimo permaneceram idênticos aos sem inclusão dos múltiplos.

A mudança no percentual de trabalhadores ganhando meio salário mínimo entre 2001 e 2011 contribuiu para a melhora da renda dos quantis analisados. Este efeito foi maior para o décimo inferior e menor para os 10% mais ricos. Por outro lado, a mudança no percentual de trabalhadores ganhando 1,5 e 2 salários mínimos entre 2001 e 2011 contribuiu para reduzir a renda do primeiro decil e do 25º percentil. O inverso aconteceu para o décimo superior, a mudança do percentual de trabalhadores ganhando 1,5 e 2 salários mínimos contribuiu com 3,8% e 6,7% para o aumento da renda. Já o percentual

ganhando 1 salário mínimo contribuiu para reduzir a renda em 6,2% e a variação dos que ganhavam 0,5 SM não foi significativa estatisticamente para explicar a renda. Isto se deve ao fato de a probabilidade de haver alguém ganhando o SM na cauda superior da distribuição de salários ser muito baixa

Outros fatores que contribuíram para a melhora da renda dos 10% e 25% mais pobres foram a educação e a formalização. O aumento da formalidade no mercado de trabalho contribuiu em 9,2% e 6,7% para aumentar a renda destes quantis. Já no décimo superior, a formalização teve o sinal contrário. Com relação à educação, seus efeitos composição foram de aumentar a renda de todos os quantis, sobretudo do décimo superior. Na verdade, este efeito reflete o crescimento da escolaridade da população brasileira. O crescimento da educação média com menor dispersão contribuiu para redução da desigualdade e amplia as oportunidades no mercado de trabalho.

A evolução das demais características individuais e de inserção no mercado de trabalho contribuiu para a melhora da renda de todos os quantis, contudo, de forma mais significativa para o décimo superior, sobretudo o componente *educação*.

Os resultados para o efeito estrutura detalhado e para a constante também são reportados ao final da tabela 3. Igualmente à decomposição Oaxaca-Blinder padrão, as mudanças nos interceptos capturam o efeito estrutura da renda que não foi captado pelas variáveis observadas incluídas na regressão. Em todos os recortes (primeiro décimo, 25º percentil, nono décimo e Gini) o valor da constante contribuiu de forma significativa para a mudança entre 2001 e 2011, sobretudo para o nono décimo e para o Gini.

Olhando para a contribuição das variáveis explicativas, a mudança na estrutura da renda associada ao emprego formal contribuiu de forma significativa (22,7%) para melhorar a renda do primeiro décimo da distribuição de renda. O contrário ocorreu para o 25º percentil e para o nono décimo da distribuição, onde o componente estrutura do emprego formal foi negativo. O componente estrutura do emprego formal parece estar contribuindo para reduzir a desigualdade. No caso do Gini, este componente chegou a 5,8% da variação do Gini total.

A mudança na estrutura da renda atrelada à educação também foi importante para reduzir a desigualdade, tendo em vista que contribuiu com 9,1% da melhora do décimo inferior e 29% da variação do Gini total. No décimo superior e no 25º percentil, os valores foram negativos. No topo da distribuição de renda, variações na estrutura salarial atreladas

à educação tiveram um impacto significativo. Conforme já dito acima, a expansão educacional parece ter afetado negativamente os retornos educacionais para níveis mais elevados, e isto pode ter sido mais intenso entre os mais bem remunerados, usualmente mais escolarizados.

Já a mudança da estrutura da renda relacionada ao percentual de trabalhadores ganhando salário mínimo não teve um papel relevante para explicar variações da desigualdade de renda quando olhamos o décimo inferior. Apenas no décimo superior, o componente estrutural do salário mínimo contribuiu para reduzir a desigualdade tendo em vista que tem sinal positivo (ver no Anexo). Para o Gini, o componente estrutura do percentual de trabalhadores ganhando o SM contribui para redução da desigualdade, refletindo, de certa forma, os resultados já encontrados para os décimos da distribuição de renda.

A última coluna da tabela 3 traz a decomposição para o Índice de Gini da distribuição de salários, que caiu entre 2001 e 2011, ou seja, houve uma desconcentração dos salários. Neste caso, o efeito estrutura foi desconcentrador e o efeito composição foi concentrador e, mais uma vez, o efeito estrutura compensou o efeito composição. Olhando para cada covariada, no efeito composição a *dummy* de SM contribuiu em 5,9% para a redução da desigualdade, enquanto no efeito estrutura ela não foi significativa. Parece pouco, mas a contribuição do SM para a queda da desigualdade de salários foi importante uma vez que a proporção de ocupados ganhando o piso salarial é muito baixa (em torno de 10%) e também por estarmos considerando apenas o SM mínimo exato, ou seja, não estamos considerando possíveis *spillovers* da política.

Enquanto o múltiplo mais baixo (0,5 SM) contribuiu para reduzir a desigualdade (1,4%), os múltiplos mais altos tiveram efeito concentrador de renda (2,6% e 3,9%, respectivamente). A composição educacional contribuiu em 22,7% para aumentar o Gini e ser formal contribuiu em 21% para desconcentrar a renda do trabalho. Mais uma vez, a *dummy* de formalidade pode estar “roubando” o efeito do SM. Esta correlação entre ser formal e receber salário mínimo também foi encontrada em Neder e Ribeiro (2010), em que o efeito do emprego formal sobre a desigualdade de salários foi ambíguo, dependendo da ordem da decomposição por estar relacionado com o salário mínimo.

Em relação ao efeito estrutura para Gini, destaca-se o fato de o retorno a características individuais contribuir muito para concentrar a renda (60%), enquanto o

retorno à escolaridade e ao *status* de formalidade ser desconcentrador (29,1% e 5,8%, respectivamente).

4.2. Decomposição para a renda previdenciária

Nesta subseção mostramos os resultados gerados da decomposição da renda de aposentadorias e pensões na tabela 4 e de forma detalhada no anexo.

Assim como para a distribuição de salários, a distribuição de aposentadorias e pensões também se tornou menos desigual entre 2001 e 2011: o Gini passou de 0,0609 para 0,0441. Grande parte da queda do Gini se deveu ao efeito estrutura da renda (76,6%).

Tabela 4:

Decomposição de Oaxaca-Blinder para a renda de aposentadoria e pensão

	<i>Gini</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>z</i>	<i>P>z</i>
Ln_prev 2001	0,0609	0,0004	164,9500	0,0000
Ln_prev 2011	0,0441	0,0003	141,7800	0,0000
Diferença	0,0167	0,0005	34,6200	0,0000
Explicada	0,0039	0,0003	13,2000	0,0000
Não explicada	0,0128	0,0004	32,2000	0,0000
Explicada				
Aposent_sm	17,9%	0,0003	11,6500	0,0000
Pensao_sm	1,6%	0,0000	6,9400	0,0000
Mulher	1,6%	0,0000	7,3400	0,0000
Metropolitano	0,2%	0,0000	1,1700	0,2420
Rural	-0,5%	0,0000	-4,0200	0,0000
Urbano	0,2%	0,0000	2,9500	0,0030
Não branco	2,3%	0,0000	8,6200	0,0000
Não explicada				
Aposent_sm	-7,1%	0,0005	-2,2400	0,0250
Pensao_sm	-2,2%	0,0001	-3,1200	0,0020
Mulher	-14,2%	0,0004	-5,7900	0,0000
Metropolitano	6,4%	0,0002	4,9600	0,0000
Rural	-3,1%	0,0001	-4,3400	0,0000
Urbano	0,5%	0,0003	0,3100	0,7600
Não branco	-11,7%	0,0004	-5,2300	0,0000
_cons	107,9%	0,0008	22,5800	0,0000
Observações (2001) =	29950			
Observações (2011) =	33339			

OBS: Não significativo a 10% quando estiver em itálico e negrito

Fonte: PNAD 2001 e 2011. Elaboração dos autores.

O efeito composição foi responsável por explicar 23,4% da redução da desigualdade medida pelo Gini. Analisando os efeitos composição associados a cada uma das covariadas inseridas no modelo, notamos que a variação do percentual de aposentados e pensionistas ganhando exatamente o salário mínimo teve um papel substancial na redução da desigualdade do período (19,5%). Este resultado é intuitivo, pois de fato a grande maioria dos inativos recebe o piso do salário mínimo.

As características individuais não contribuíram muito para o efeito composição. Os valores mais altos foram para a *dummy* de ser não branco e de ser mulher. Mudanças na distribuição das mulheres e de brancos contribuíram para a redução da desigualdade do período em menos de 2,5%.

Com relação ao efeito estrutura da renda de aposentadoria e pensões, os resultados não foram muito satisfatórios. Os sinais não tiveram a direção esperada e a constante indica que há coisas não inseridas no modelo que afetam a estrutura de renda.

5. Considerações finais

Este artigo buscou mensurar a contribuição do salário mínimo para a redução da desigualdade de salários e de rendimentos previdenciários ocorrida entre 2001 e 2011. Para isto foi utilizada a decomposição de Oaxaca-Blinder da função influência recentrada (RIF) do logaritmo neperiano do salário no trabalho principal, para os ocupados, e do rendimento de aposentadoria e pensão, para os inativos.

Em relação ao perfil dos ocupados, no período, houve aumento da proporção de trabalhadores formais e de recebedores do piso salarial, do peso das mulheres e dos não brancos entre os ocupados e o peso dos setores de Construção e Comércio. Já para os inativos, houve aumento da proporção de aposentados e pensionistas que recebem 1 SM, chegando a quase 60% do total, ganhando participação os não brancos e os que vivem nas regiões urbanas não metropolitanas.

As estimativas para o modelo de decomposição do diferencial de salários mostram que, entre 2001 e 2011, aumentou a renda do trabalho para todos os decis da distribuição, mas o aumento foi maior para os decis de renda mais baixos, o que contribuiu para a queda da desigualdade de salários medida pelo índice de Gini.

Analisando o efeito composição, ter mais gente recebendo 1 SM ou 0,5 SM

contribuiu para aumentar a renda dos decis mais baixos e para reduzir a renda dos decis mais altos. O efeito foi contrário para os múltiplos acima do SM (1,5 e 2). Receber o piso salarial contribuiu em 5,9% para a queda do Gini no período. Este efeito não muito expressivo pode se dever ao fato de a proporção de ocupados recebendo o piso ser pequena (em torno de 10%), havendo trabalhadores que recebem menos de 1 SM no mercado de trabalho brasileiro.

Características individuais e laborais tiveram efeito de aumentar a renda dos trabalhadores no último decil da distribuição de salários, enquanto escolaridade contribuiu para aumentar a renda de todos os decis de renda, mas este efeito foi muito maior no último decil, o que explica o seu efeito concentrador de renda. Ter mais gente no setor formal contribuiu para aumentar a renda dos decis mais baixos e, em consequência, tem efeito desconcentrador de renda, explicando 21% da queda do Gini no período.

Para o efeito estrutura, o retorno a características individuais tem significativo efeito concentrador (60%), enquanto o prêmio educação contribuiu para reduzir a desigualdade de salários em 29,1%. As *dummies* de SM não foram estatisticamente significativas neste caso, com exceção do múltiplo 2 SM, cujo efeito é de pequena magnitude.

As estimativas para o modelo da Previdência, por outro lado, indicam um efeito distributivo maior da política de salário mínimo, justificando sua vinculação como piso da Seguridade Social. No efeito composição, ter gente recebendo o piso como aposentadoria ou pensão contribuiu em quase 20% para a queda da desigualdade dos rendimentos previdenciários. Já no efeito estrutura, o retorno de estar no piso da distribuição tem efeito concentrador, bem como o retorno de ser mulher e não branco.

Portanto, a partir do exercício aqui realizado, podemos concluir que a política de salário mínimo tem efeito distributivo tanto no mercado de trabalho quanto na Previdência. Ademais, podemos mostrar a necessidade de se considerar a vinculação do SM à Seguridade como importante canal distributivo de renda.

6. Referências Bibliográficas

- ⁱ 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 Ulyssea*. – Brasília: Ipea, 2007. Volume 2 – Capítulo 17.
- ⁱⁱ 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.
- ⁱⁱⁱ 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.
- ^{iv} BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. *A Efetividade do Salário Mínimo em Comparação à do Programa Bolsa Família como Instrumento de Redução da Pobreza e da Desigualdade*. In: *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente / organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea*. – Brasília: Ipea, 2007. Volume 2 – Capítulo 34.
- ^v 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.
- ^{vi} DINARDO, J.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, Vol. 64, No. 5. (Sep., 1996), pp. 1001-1044.
- ^{vii} FIRPO, S.; REIS, M. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente / organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea*. Brasília: IPEA, 2007. Volume 2, capítulo 33.
- ^{viii} NEDER, H. D.; RIBEIRO, R. Os efeitos distributivos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro no período 2002-2008: enfoque a partir de distribuições contrafactuais. *Revista Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)*, v.40, n.3, dezembro de 2010.
- ^{ix} SABOIA, J. Efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda no Brasil no período 1995/2005 – resultados de simulações. *Revista Econômica (UFF)*, Rio de Janeiro, v. 9, n. 2, p. 270-295, dezembro 2007.
- ^x FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, vol. 77, n.3, 2009.
- ^{xi} CARD, D.; KRUEGER, A. B. *Myth and Measurement: the new economics of the minimum wage*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey, 1995.

^{xii} AUTOR, D. H.; KATZ, L. F.; KEARNEY, M. S. Trends in U. S. wage inequality: revising the revisionists. *The Review of Economics and Statistics*, May 2008, 90 (2): 300-323.

^{xiii} VOLSCHO, T. Minimum Wages and Income Inequality in the American States, 1960-2000. *Research in Social Stratification and Mobility* 23: 343-368.

^{xiv} MANNING, A. Minimum wage: maximum impact. *Resolution Foundation*, April 2012.

^{xv} BUTCHER, T.; DICKENS, R.; MANNING, A. Minimum wages and wage inequality: some theory and an application to the UK. *CEP DP n. 1177*, November 2012.

^{xvi} FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. *Decomposition wage distributions using recentered influence function regressions*. Unpublished manuscript, University of British Columbia, 2007.

^{xvii} FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T.; FIRPO, S. Decomposition Methods in Economics. In: O. Ashenfelter & D. Card (ed.), 2011. *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, edition 1, volume 4, number 4.

^{xviii} OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, vol. 14, Issue 3 (October 1973), 693-709.

^{xix} BLINDER, A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8, 436-455, 1973.

^{xx} GONZAGA, G.; CAMARGO, J. M.; NERI, M. Salário mínimo, efeito farol e pobreza. *Revista de Economia Política*, vol. 21, n.2 (82), p. 78-90. Rio de Janeiro, 2001.

^{xxi} Foguel, M. N.; Corseuil, C. H. L. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Texto para discussão n. 897. IPEA: Rio de Janeiro, julho de 2002.

7. Anexo Estatístico

a) Modelo para o primeiro decil de salários

VARIABLES	(1) overall	(2) explained	(3) unexplained
sm		-0.0209*** (0.000853)	-0.00483*** (0.00183)
sm_mul05		-0.0198*** (0.000873)	0.00155*** (0.000181)
sm_mul15		0.00388*** (0.000297)	2.84e-05 (8.08e-05)
sm_mul2		0.00440*** (0.000296)	0.000185 (0.000369)
indiv		-0.0167***	0.0152

		(0.00136)	(0.0339)
trab		-0.00954***	-0.00348*
		(0.00173)	(0.00195)
educa		-0.0768***	-0.0449***
		(0.00150)	(0.0106)
formal		-0.0457***	-0.112***
		(0.00104)	(0.00563)
group_1	5.296***		
	(0.00333)		
group_2	5.792***		
	(0.00387)		
difference	-0.496***		
	(0.00511)		
explained	-0.181***		
	(0.00318)		
unexplained	-0.315***		
	(0.00499)		
Constant			-0.166***
			(0.0359)
Observations	294,857	294,857	294,857

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

b) Modelo para o 25º percentil de salários

VARIABLES	(1) overall	(2) explained	(3) unexplained
sm		-0.0125***	0.0204***
		(0.000490)	(0.000563)
sm_mul05		-0.00410***	-0.000246***
		(0.000190)	(4.06e-05)
sm_mul15		0.00249***	6.82e-05***
		(0.000123)	(1.97e-05)
sm_mul2		0.00299***	0.000927***
		(0.000140)	(9.94e-05)
indiv		-0.00801***	0.210***
		(0.000618)	(0.00973)
trab		-0.00727***	0.00499***
		(0.000672)	(0.000594)
educa		-0.0426***	0.0830***
		(0.000637)	(0.00306)
formal		-0.0295***	0.0158***
		(0.000554)	(0.00163)
group_1	5.926***		
	(0.00134)		
group_2	6.368***		
	(0.000943)		
difference	-0.442***		
	(0.00164)		

explained	-0.0985***		
	(0.00142)		
unexplained	-0.344***		
	(0.00154)		
Constant			-0.679***
			(0.0102)
Observations	294,857	294,857	294,857

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

c) Modelo para o nono decil de salários

VARIABLES	(1) overall	(2) explained	(3) unexplained
sm		0.00847***	0.0165***
		(0.000618)	(0.00286)
sm_mul05		-0.000196	0.000328
		(0.000340)	(0.000220)
sm_mul15		-0.00524***	3.15e-05
		(0.000506)	(0.000112)
sm_mul2		-0.00918***	0.00249***
		(0.000548)	(0.000545)
indiv		-0.0377***	0.324***
		(0.00244)	(0.0520)
trab		-0.0471***	-0.0219***
		(0.00301)	(0.00309)
educa		-0.327***	0.410***
		(0.00399)	(0.0163)
formal		0.0162***	0.0154*
		(0.00127)	(0.00867)
group_1	7.761***		
	(0.00570)		
group_2	7.897***		
	(0.00513)		
difference	-0.136***		
	(0.00767)		
explained	-0.401***		
	(0.00550)		
unexplained	0.265***		
	(0.00790)		
Constant			-0.482***
			(0.0548)
Observations	294,857	294,857	294,857

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

d) Modelo para o Gini de salários

VARIABLES	(1) overall	(2) explained	(3) unexplained
sm		0.000963*** (4.16e-05)	6.52e-05 (0.000106)
sm_mul05		0.000232*** (1.60e-05)	1.99e-06 (8.13e-06)
sm_mul15		-0.000429*** (2.14e-05)	-3.77e-06 (4.16e-06)
sm_mul2		-0.000633*** (2.77e-05)	-7.12e-05*** (2.01e-05)
indiv		5.77e-05 (6.36e-05)	-0.00972*** (0.00192)
trab		-0.000407*** (0.000114)	-0.000242** (0.000114)
educa		-0.00368*** (9.07e-05)	0.00471*** (0.000601)
formal		0.00341*** (7.27e-05)	0.000936*** (0.000320)
group_1	0.0870*** (0.000198)		
group_2	0.0707*** (0.000185)		
difference	0.0162*** (0.000271)		
explained	-0.000486*** (0.000177)		
unexplained	0.0167*** (0.000291)		
Constant			0.0210*** (0.00202)
Observations	294,857	294,857	294,857

Standard errors in parentheses

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

e) Modelo para o Gini de rendimentos previdenciários

VARIABLES	(1) overall	(2) explained	(3) unexplained
aposentsm		0.00299*** (0.000257)	-0.00118** (0.000527)
pensaosm		0.000272*** (3.92e-05)	-0.000367*** (0.000117)
mulher		0.000274*** (3.73e-05)	-0.00237*** (0.000410)
regii1		3.44e-05 (2.94e-05)	0.00107*** (0.000216)
regii2		-7.77e-05***	-0.000515***

		(1.93e-05)	(0.000119)
regii3		2.87e-05***	8.16e-05
		(9.76e-06)	(0.000267)
naobranco		0.000392***	-0.00196***
		(4.55e-05)	(0.000374)
group_1	0.0609***		
	(0.000369)		
group_2	0.0441***		
	(0.000311)		
difference	0.0167***		
	(0.000483)		
explained	0.00392***		
	(0.000297)		
unexplained	0.0128***		
	(0.000397)		
Constant			0.0180***
			(0.000799)
Observations	63,289	63,289	63,289

Standard errors in parentheses

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