

O impacto do salário mínimo sobre a distribuição de renda dos trabalhos agrícolas¹

Joyciane Coelho Vasconcelos²
Jair Andrade Araujo³

Resumo – Este artigo investiga a contribuição do salário mínimo para o processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho agrícola, permanentes e temporários, em 2002–2012. Os microdados usados são da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), do IBGE. Usa-se a metodologia de simulação a partir da estimativa de funções densidade kernel contrafactuais. Os resultados revelam que o salário mínimo e os atributos pessoais geram impactos desconcentradores para os trabalhadores permanentes e efeito concentrador para os temporários. O grau de formalidade, por sua vez, age no sentido de concentrar os rendimentos para permanentes e temporários. Logo, no caso específico dos trabalhos agrícolas, o efeito do salário mínimo, como mecanismo de proteção dos trabalhadores, é nítido apenas no segmento mais estruturado do mercado de trabalho (permanentes).

Palavras-chave: concentração dos rendimentos, distribuição contrafactual, mercado de trabalho.

The impact of the minimum wage on the distribution of income from agricultural work

Abstract – This article investigates the contribution of the minimum wage on the process of deconcentration of agricultural work income (permanent and temporary) in the period 2002-2012. The microdata used are from the “Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAP” of the “Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE”. It was used the simulation methodology from the estimation of counterfactual Kernel density functions. The results revealed through the decompositions that the minimum wage and the personal attributes had deconcentrating impacts for permanent workers and a concentrating effect for temporary workers. The degree of formality, in turn, acts to concentrate the income for both, permanent and temporary. Thus, in the specific case of agricultural work, the effect of the minimum wage, as a mechanism of workers protection, is clear only in the more structured segment of the labor market (permanent).

Keywords: concentration of income, counterfactual distribution, labor market.

¹ Original recebido em 13/2/2017 e aprovado em 29/9/2017.

² Doutoranda em Desenvolvimento e Meio Ambiente, mestre em Economia Rural. E-mail: joyciane.c.v@gmail.com

³ Doutor em Economia. E-mail: jaraujoce@gmail.com

Introdução

A alta concentração de renda é um dos principais problemas enfrentados pelo Brasil, embora nos últimos anos diversos estudos assinalaram clara tendência de redução da desigualdade na distribuição de renda no País. Segundo Hoffmann & Oliveira (2008), ainda que haja vários determinantes para a queda da desigualdade, destaca-se a contribuição da parcela do rendimento proveniente do trabalho.

Já que grande parcela da redução da desigualdade, nos anos recentes, deve-se a mudanças dos próprios rendimentos do mercado de trabalho, cabe compreender os determinantes dessa parcela da renda. Na opinião de Barros et al. (2010), o mercado de trabalho é tanto revelador como causador de desigualdades. O efeito revelador significa que maior escolaridade, experiência e outras características de produtividade levam a um maior rendimento. Assim, diferenças salariais seriam uma tradução das diferenças pré-existentes. É causador de desigualdades ao remunerar trabalhadores igualmente produtivos de forma diferenciada; neste ponto, a discriminação é o fator determinante.

No momento, nota-se no Brasil uma valorização do salário mínimo (SM), aumento de 66% do valor real de 2002 a 2012 (Rotatividade..., 2014). Alguns autores destacam a importância dessa valorização para o decréscimo da desigualdade no País (Dedecca, 2006; Salm, 2006), enquanto outros, como Barros (2006), advogam que o Programa Bolsa Família (PBF) seria um instrumento mais efetivo para promover uma melhora distributiva, sobretudo no que se refere à cauda inferior da distribuição de renda, pois o objetivo da legislação sobre o mínimo é o de redistribuir os ganhos para os trabalhadores menos remunerados.

Apesar dessas comprovações, é um importante campo de pesquisa o entendimento dos efeitos do SM sobre os vários setores da economia e as diversas categorias de trabalhadores. Soares (2002) assinala para essa necessidade, destacando a possibilidade de que as reações

a aumentos do mínimo sejam diferenciadas, segundo o setor ou a categoria de ocupação.

Assim, o objetivo deste trabalho é investigar a contribuição do SM para o processo de desconcentração dos rendimentos das diversas categorias de empregados agrícolas – permanentes e temporários. Constrói-se, dessa forma, o que se denomina distribuição contrafactual, que pode ser confrontada com a distribuição original dos salários da população – reponderando a amostra conforme alguma característica que se pretende estudar. Nesse caso, os dados foram extraídos da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (Pnad), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para 2002 e 2012.

Revisão de literatura

Há trabalhos que empregam a metodologia não paramétrica apresentada em DiNardo et al. (1996). Nesta seção, opta-se por analisar alguns estudos sobre o problema de desigualdade de renda no Brasil; os impactos distributivos do SM; a desigualdade de renda e características individuais; e o impacto da valorização do SM no trabalho agrícola.

Ferreira et al. (2003) consideram a América Latina e o Caribe as regiões do mundo com os maiores índices de desigualdade de renda – por razões econômicas, filosóficas e éticas.

É consenso que uma grande desigualdade dificulta a redução da pobreza e o crescimento econômico, além de estar associada a conflitos e à violência.

Ao comparar as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, Duarte et al. (2003) fazem exercícios contrafactuals entre essas regiões. Usam o método semi-paramétrico, seguindo DiNardo et al. (1996), e valem-se de dados da Pnad de 1999. Construíram densidades contrafactuals, reponderando a distribuição do Nordeste/Ceará pelo perfil de escolaridade do Sudeste/São Paulo. Encontram que de 12% a 36% do diferencial de renda é explicado pelo diferencial de escolaridade; a reponderação pela escolaridade aumentou

a renda média nos contrafactuais em cerca de 55%; a renda do contrafactual do Nordeste equivale a 93% da renda média brasileira.

No Brasil, o debate sobre os efeitos do mínimo sobre a desigualdade ganhou eficácia com o artigo de Macedo & Garcia (1980), que contesta a importância do SM na determinação dos salários dos trabalhadores não qualificados. O trabalho desencadeou uma série de estudos que investigavam a importância do mínimo sobre a distribuição de salários.

Firpo & Reis (2006) analisaram o papel do aumento do SM na redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho principal de 2001 a 2005. É calculada a contribuição do SM para a desigualdade pela diferença entre o indicador de desigualdade medido por meio da distribuição ressaltada e o indicador calculado via distribuição contrafactual dos rendimentos. Essa diferença fornece o impacto do SM para a redução da desigualdade da renda entre esses dois anos. Os resultados identificam que o SM teria contribuído como 36% da redução do índice de Gini em 2001–2005. Seriam respectivamente de 30% e 60% as contribuições estimadas segundo os índices de Theil-T e Theil-L.

Ao estudarem como seria a distribuição salarial em 1988 se o SM fosse o mesmo que em 1981, Menezes-Filho & Rodrigues (2009) usaram a metodologia proposta por DiNardo et al. (1996). Consideraram cinco fatores explicativos da distribuição salarial: variações do salário mínimo real; mudança do grau de sindicalização; mudanças do nível de escolaridade dos trabalhadores; modificações da distribuição das características individuais, menos o nível de sindicalização e de escolaridade; e mudanças residuais. Concluíram que há efeitos importantes do mínimo sobre a desigualdade brasileira.

Já, Neder & Ribeiro (2010) investigaram a contribuição do SM para o procedimento de desconcentração dos rendimentos do trabalho em 2002–2008 e usaram a metodologia proposta em DiNardo et al. (1996), com ajustes. As variáveis causais consideradas no estudo foram o SM,

o grau de formalidade e os atributos pessoais. Os efeitos das simulações para trabalhadores dos gêneros feminino e masculino assinalaram que o SM gerou impacto equalizador em ambos os casos, mas mais acentuado no caso das mulheres.

Conforme Campolina et al. (2009), nos últimos anos os mercados de trabalho rural e agrícola mudaram substantivamente e modificaram os perfis de seus trabalhadores. Cada vez mais moradores do meio rural desenvolvem atividades não ligadas ao campo, e parcela importante do trabalho na agricultura é desenvolvida por moradores de núcleos urbanos. Entretanto, esse distanciamento ainda não representa o fim do predomínio de trabalhadores residentes no meio rural nas atividades agrícolas. Efetivamente, 70% dos trabalhadores engajados em atividades agrícolas residem no campo, e 73% dos moradores do campo desenvolvem atividades primárias.

Os primeiros trabalhos com enfoque na análise do mercado de trabalho agrícola para a América Latina e Caribe são do fim da década de 1970, em que se destacam os clássicos de Anderson & Leiserson (1980), Figueroa (1981), De Janvry et al. (1986) e Klein (1992). Esses autores basearam-se em censos demográficos de países latino-americanos para avaliar a importância do trabalho e do rendimento dos setores não agrícolas na composição do rendimento das populações rurais. Para os anos analisados, esses trabalhos mostram que algo entre 25% e 30% das ocupações da população em áreas rurais se concentrava em atividades não agrícolas. Como dito, o crescimento das ocupações não agrícolas é decorrente do contínuo processo de urbanização do campo, com o transbordamento das cidades e a integração dos mercados de trabalho, assistindo-se, assim, a uma convergência dos indicadores sociodemográficos entre o urbano e o rural. Esse processo se aprofundou nas décadas de 1980 e 1990 em razão da abertura comercial associada à queda dos preços agrícolas e do aprofundamento das mudanças tecnológicas, notadamente da externalização – industrialização – de parcela

das atividades antes desenvolvidas nos próprios estabelecimentos agropecuários.

Nesse cenário, o crescimento das atividades não agrícolas passou a ser visto – os dados corroboravam – como um caminho para a redução da pobreza rural e, em consequência, da desigualdade de renda. Todavia, as atividades não agrícolas apresentam elevado grau de heterogeneidade, chegando inclusive a reforçar a desigualdade de renda. A desigualdade e a persistência da pobreza nas áreas rurais implicaram a retomada da discussão sobre o mercado de trabalho rural, marcada, agora, pelo maior ceticismo quanto às potencialidades das atividades não agrícolas.

Alguns autores evidenciaram a importância do SM como um dos determinantes da desigualdade da distribuição da renda no setor agrícola. Staduto et al. (2002) analisam o comportamento dos salários agrícolas e estimam modelos de determinação para esses salários no Brasil em 1971–1996. Obtêm resultados consistentes, em que o SM é de profunda importância na determinação dos salários agrícolas, funcionando como indexador.

Cunha (2008) estuda os diferenciais e os determinantes salariais dos empregados da agricultura brasileira em 1981–2005 e chega a conclusões semelhantes. Os coeficientes do SM em equações de rendimento ajustadas para os empregados agrícolas foram positivos e significativos, indicando reflexos positivos sobre os salários esperados.

Hoffmann & Oliveira (2008) destacam a importância dos ganhos reais do SM nos últimos anos para a determinação da renda média dos empregados do setor canavieiro brasileiro. Concluem que a renda média desses empregados cresceu 32,4% de 2002 a 2006, percentual muito próximo ao apresentado pelo aumento do salário mínimo real naquele período: 30,9%.

Oliveira (2009), ao analisar a evolução do mercado de trabalho agropecuário nacional e regional, demonstra que o salário dos empregados não especializados do setor agrícola

apresenta forte associação com o SM em 1992–2007, sendo ainda mais forte a associação em 1999–2007, destacando que o SM tem desempenhado importante papel na determinação dos salários das pessoas ocupadas no setor agrícola.

Recentemente, Hoffmann & Oliveira (2008) avaliaram os determinantes dos salários dos empregados da lavoura de cana-de-açúcar e em outras atividades agropecuárias no Brasil em 1995–2007. Os autores analisaram os determinantes dos rendimentos, para compreender as diferenças entre as distintas categorias de empregados da agricultura brasileira – temporários/permanentes e com carteira/sem carteira assinada.

Neves (1997) chama a atenção para a segmentação que pode existir no interior do próprio empreendimento agrícola, em que se combinam o emprego de pesquisadores – engenheiros-agrônomo, por exemplo – e profissionais altamente qualificados com a contratação de trabalhadores de baixa qualificação, representados pelos empregados temporários.

Metodologia

Este trabalho usa a abordagem não paramétrica apresentada em DiNardo et al. (1996), cujos efeitos sobre o valor dos salários de determinado atributo da população ou fator que influencia o comportamento dela são mensurados por meio da estimação da função de densidade, reponderando-se as amostras pelo atributo que se pretende analisar. Esse método é similar à decomposição de Oaxaca (1973), mas, em vez de trabalhar com médias, a decomposição é baseada na distribuição dos salários.

É apresentado um modelo semi-paramétrico para construir funções de densidade contrafactuais, os efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho e outros atributos, os efeitos das mudanças do SM e o teste de Kolmogorov-Sminorf (k-S), que verifica estatisticamente se duas amostras aleatórias são oriundas de uma mesma distribuição de probabilidade.

Estimador kernel

De modo semelhante ao histograma, o estimador kernel considera a divisão dos dados como intervalos de classes, e a cada intervalo é associado o respectivo número de observações. Esse método difere do histograma na medida em que os intervalos são superpostos, e as observações são ponderadas de acordo com sua distância em relação ao ponto médio do intervalo. Fatores que contribuíram para seu amplo uso são a simplicidade e as boas propriedades. É conhecido como estimadores Rosenblatt-Parzen, ou estimador núcleo, e denotado por $f(X)$.

Seja $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n , independente e identicamente distribuída, retirada de uma distribuição de probabilidade com função de densidade $f(X)$. O núcleo da densidade $\hat{f}(x)$ de uma densidade univariada $f(X)$, baseada numa amostra aleatória $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ de tamanho n é definido de acordo com Rosenblatt (1956) e Parzen (1962).

Outro procedimento empírico crucial é a estimação das funções de densidade kernel, por causa do uso de ponderações, em especial o método adaptive kernel density estimation – Kerm (2003) e Jean (2007) –, e também para obter os indicadores de desigualdade dos rendimentos, sobretudo para funções hipotéticas. Esse método propicia melhores resultados para distribuições multimodais com bandwidth variável.

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (1)$$

$K(\cdot)$ é uma função simétrica chamada kernel, com as seguintes propriedades: $\int_{-\infty}^{\infty} K(t) dt = 1$, $\int_{-\infty}^{\infty} tK(t) dt = 0$ e $\int_{-\infty}^{\infty} t^2 K(t) dt = k \neq 0$. Quando $K(\cdot)$ for uma função não negativa, ela será uma função densidade de probabilidade, o que implica que $\hat{f}(x)$ será também uma função densidade de probabilidade; h é a largura dos intervalos de classes, conhecida também como parâmetro de suavização.

Os núcleos mais usados são o uniforme, o gaussiano e o de Epanechnikov, sendo sua esco-

lha uma decisão ad hoc do econometrista, que deve levar em conta a natureza da variável cuja densidade está sendo estimada. Neste trabalho, acompanhando as sugestões de DiNardo et al. (1996) e Butcher & DiNardo (1998), adota-se o núcleo gaussiano e trabalha-se com o logaritmo da renda do trabalho para reduzir o problema de assimetria.

A estimação de densidades contrafactuais é feita conforme proposto por DiNardo et al. (1996), onde se escolhe funções de reponderação da amostra. Pode-se considerar que cada observação da amostra é um vetor (w, z) , em que w representa os salários (uma variável contínua) e z , os atributos de cada indivíduo.

A densidade de salários em um ponto do tempo $f_t(w)$ pode ser escrita como a integral da densidade de salários condicionada a um conjunto de atributos individuais e ao tempo t_w , expressa como $f(w|z, t_w; m_t)$, sobre a distribuição de atributos individuais $F(z|t_z)$ na data t_z :

$$\begin{aligned} f(w) &= \int_{z \in \Omega_z} dF(w, z | t_{w,z} = t; m_t) = \\ &= \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = t; m_t) dF(z | t_z = t) = \\ &= f(w; t_w = t, t_z = t, m_t) \end{aligned} \quad (2)$$

Ω_z é o domínio de definição dos atributos individuais.

Conforme DiNardo et al. (1996), para a estimação das funções de densidade contrafactuais, é necessária a combinação de diferentes períodos do tempo. A última linha da equação 2 tem como finalidade completar essas condições ao introduzir a notação que leva em conta essa combinação. Por exemplo, $f(w; t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$ é a função densidade efetiva de salários em 2002; $f(w; t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002})$ é a função densidade (contrafactual) que prevaleceria em 2002 se a distribuição dos atributos individuais fosse a mesma de 2012.

No intuito de estimar a função de densidade contrafactual anterior, considera-se a hipótese de que a estrutura de salários de 2002, representada por $f(w; z, t_w = 2002, m_{2002})$, não de-

pende da distribuição de atributos. Nesse caso, a densidade hipotética $f(w, t_w = 2002, t_z = 2002, m_{2002})$ é

$$f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) = \int f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) dF(z|t_z = 2012) \quad (3)$$

$$f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(z) dF(z|t_z = 2002)$$

A equação 3 define a densidade de renda do trabalho de 2002, que prevaleceria se as condições fossem similares às de 2012, e, como pode ser observado, é idêntica à definição na equação 2, exceto pela função de reponderação. Na verdade, o problema de estimação da função de densidade contrafactual desejada fica reduzido ao cálculo de ponderações apropriadas. Logo, estima-se as funções de densidade contrafatuais usando o método de estimadores de núcleo ponderados, em que se usa um novo ponderador que contém uma estimativa para a função de reponderação ψ_z :

$$\psi_z(z) = dF(z|t_z = 2012)/dF(z|t_z = 2002) \quad (4)$$

e

$$\hat{f}(w; t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) = \sum_{i \in S_{2002}} \frac{\theta_i}{h} \hat{\psi}_z(Z_i) K\left(\frac{w - w_i}{h}\right) \quad (5)$$

O termo h é o parâmetro que regula o grau de suavidade de uma densidade kernel. Esse parâmetro é denominado janela ou bandwidth.

A diferença entre a função densidade efetiva de 2002 e a função densidade hipotética corresponde ao efeito das mudanças na distribuição dos atributos dos trabalhadores. Em seguida, detalha-se a metodologia usada na identificação da contribuição de cada fator – SM, grau de formalidade e atributos – nos indicadores de desigualdade.

Efeitos das mudanças do grau de formalidade do mercado de trabalho e outros atributos

Os atributos individuais z consistem do status de formalização da ocupação u (representado por uma variável *dummy*) e de um vetor x de atributos que inclui experiência⁴, escolaridade, raça, formal, região e área censitária. Em uma linguagem algébrica, a distribuição dos atributos $F(z|t_z = t)$ é igual ao produto de $F(ulx, t_{ulx} = t)$ e $F(x|t_x = t)$.

A função densidade dos salários em 2002 é definida a partir da equação 2. Ou seja,

$$f(w; t_w = 2002, t_{w|x} = 2002, t_x = 2002, m_{2002}) = \iint f(w|u, x, t_w = 2002; m_{2002}) dF(ulx, t_{ulx} = 2002) dF(x|t_x = 2002) \quad (6)$$

O primeiro passo na estimação da função densidade hipotética é a construção da função densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se os graus de formalidade e informalidade, mas não os outros atributos, tivessem o mesmo nível de 2012⁵. A partir desse objetivo, introduz-se a hipótese adicional de que a função densidade condicional $f(w|u, x, t_w; m_t)$ não depende do grau de formalidade e informalidade. Assim, calcula-se a função densidade que prevaleceria em 2002 se os graus de formalidade e informalidade fossem os mesmos de 2012, embora os demais atributos permanecessem nos níveis de 2002. Essa função é na verdade uma versão reponderada da função densidade de 2002:

$$f(w, t_w = 2002, t_{ulx} = 2012, t_x = 2002, m_{2002}) = \iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) dF(ulx, t_{ulx} = 2012) dF(x|t_x = 2002) \quad (7)$$

$$\iint f(w|u, x, t_w = 2002, m_{2002}) \psi_z(u, x) dF(x|t_{u/x} = 2002) dF(x|t_x = 2002)$$

⁴ A variável experiência corresponde à diferença entre a idade do trabalhador e a idade em que esse trabalhador começou a trabalhar. Essas informações estão disponíveis nos microdados da Pnad.

⁵ O texto de DiNardo et al. (1996) investigou o impacto da variável sindicalização sobre os indicadores de desigualdade, mas no mercado de trabalho brasileiro os ganhos auferidos na negociação coletiva são repassados para todos os trabalhadores, independentemente da sindicalização. Diante disso, optou-se por substituir essa variável pelo grau de formalidade ou informalidade do mercado de trabalho, na medida em que esses mercados têm determinantes dos rendimentos distintos.

O termo $\psi_{u|x}(u,x)$ é uma função reponderada e definida como

$$\begin{aligned} \psi_{u|x}(u,x) &= dF(u|x, t_x = 2012)/dF(u,x, t_x = 2002) = \\ &u \cdot \frac{Pr(u = 1|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u = 1|x, t_{u|x} = 2002)} + \\ &+ [1 - u] \frac{Pr(u = 0|x, t_{u|x} = 2012)}{Pr(u = 0|x, t_{u|x} = 2002)} \end{aligned} \quad (8)$$

A última parte da equação 8 considera que o status de formalidade u toma somente os valores zero (setor informal) e 1 (setor formal) e, portanto, $dF(u|x, t_{u|x}) = uPr(u = 1|x, t_{u|x}) + [1 - u]Pr(u = 0|x, t_{u|x})$.

A função de reponderação $\psi_{u|x}(u,x)$ pode ser estimada por meio da razão entre as probabilidades condicionais $Pr(u = 1|x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x} = 2012$ e 2002 para as observações que fazem parte do setor formal e por meio da razão entre as probabilidades condicionais $Pr(u = 0|x, t_{u|x})$ estimadas para $t_{u|x} = 2012$ e 2002. O modelo padrão para estimar essa probabilidade é o modelo probit:

$$\begin{aligned} Pr(u = 1|x, t_{u|x} = t) &= Pr(\varepsilon > -\beta_i H(x)) = \\ &= 1 - \Phi(-\beta_i H(x)) \end{aligned} \quad (9)$$

$\Phi(\cdot)$ é a distribuição normal cumulativa e $H(x)$ é um vetor de variáveis independentes, que é uma função de x (o vetor de atributos individuais) e pode ser tratado como um polinômio de baixa ordem em x .

Para levar em consideração a influência dos demais atributos (vetor x), considera-se a densidade de salários que teria prevalecido em 2002 se as distribuições de u e x fossem as mesmas de 2012:

$$\begin{aligned} &f(w, t_w = 2002, t_{u|x} = 2012, t_x = 2012, m_{2002}) \\ &\iint f(w|u, x, t_w = 2002; m_{2002}) \\ &dF(u|x, t_{u|x} = 2012) dF(x|t_x = 2012) \\ &\iint f(w|u, x, t_w = 2002; m_{2002}) \\ &\psi_z(u, x) dF(x|t_{u|x} = 2002) dF(x|t_x = 2002) \end{aligned} \quad (10)$$

em que $\psi_x(x) = dF(x|t_x = 2012)/dF(x|t_x = 2002)$. Aplicando a regra de Bayes, essa relação pode ser escrita como

$$\psi_x(x) = \frac{Pr(t_x = 2012|x)}{Pr(t_x = 2002|x)} \times \frac{Pr(t_x = 2002)}{Pr(t_x = 2012)} \quad (11)$$

A probabilidade condicional de estar no período t , dados os atributos individuais x , pode ser estimada por meio de um modelo probit:

$$\begin{aligned} Pr(t_x = t|x) &= Pr(\varepsilon > -\beta_t H(x)) = \\ &= 1 - \Phi(-\beta_t H(x)) \end{aligned} \quad (12)$$

Efeitos das mudanças do SM

Para construir a função densidade contrafactual em 2002, sob a hipótese de vigência do SM em seu nível mais elevado de 2012, seleciona-se parte da função de densidade de 2002 acima do SM de 2012 e parte da função densidade de 2012 que corresponde ao valor exato do SM em 2012, bem como os valores inferiores a esse.

Outro procedimento adotado é multiplicar a função densidade de 2012 por uma função de reponderação $\psi_w(z, m_{2012})$ para assegurar que a integral definida total da função obtida seja igual a 1. Em linguagem algébrica,

$$\begin{aligned} f(w|z, t_w = 2002, m_{2012}) &= I(w \leq m_{2012}) \psi_z(z, m_{2012}) \\ &f(w|t_w = 2012, m_{2012}) + [1 - I(w \leq m_{2012})] \\ &f(w|z, t_w = 2002, m_{2002}) \end{aligned} \quad (13)$$

em que

$$\psi_z(z, m_{2012}) = \frac{Pr(w \leq m_{2012} | z, t_w = 2002)}{Pr(w \leq m_{2012} | z, t_w = 2008)} \quad (14)$$

Para obter o efeito do SM sobre a distribuição total de salários em 2002, integra-se a densidade condicional da equação 13 sobre a densidade de atributos:

$$\begin{aligned} &f(w; t_w = 2002; t_z = 2002; m_{2012}) = \\ &\int [I(w \leq m_{2012}) \psi_w(z, m_{2012}) f(w|t_w = 2012, m_{2012}) \\ &+ [1 - I(w \leq m_{2012})] f(w|z, t_w = 2002, \end{aligned}$$

$$m_{2002})dF(z|t_z = 2002) \\ \int I(w \leq m_{2012})\psi_w(z, m_{2012})f(w|t_w = 2012, m_{2012})\psi_z \\ (z)^{-1}dF(z|t_z = 2012) + [1 - I(w \leq m_{2012})]f(w|z, t_w = \\ 2002, m_{2002})dF(z|t_z = 2002) \quad (15)$$

O termo $\psi_w(z, m_{2012})$ é definido na equação 14, e o termo $\psi_z(z)^{-1}$ é definido por

$$\psi_z(z)^{-1} = \frac{Pr(t_w = 2002 | z, w \leq m_{2012})}{Pr(t_w = 2012 | z, w \leq m_{2012})} \times \\ \times \frac{Pr(t_w = 2012)}{Pr(t_w = 2002)} \quad (16)$$

O cálculo da probabilidade de estar na data t , dados certos atributos individuais z e um salário abaixo do SM de 2012, é obtido por meio do modelo probit:

$$Pr(t_w = t | z, w \leq m_{2012}) = Pr(\varepsilon > -\beta'H(z)) = \\ = 1 - \varphi(-\beta'H(z)) \quad (17)$$

Base de dados

Este trabalho usou os dados da Fundação Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia (IBGE), oriundos das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnad), de 2002 e 2012. A Pnad é uma pesquisa anual, sendo suspensa nos anos de aplicação do censo demográfico. Ela é feita por meio de amostra dos domicílios que abrange todo o País. A partir de 2004, a Pnad completou a abrangência de todo o território nacional, quando começou a investigar a área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

A amostra deste artigo contempla todos os trabalhadores que receberam renda com valor positivo e idade de 18 a 60 anos. Além disso, o estudo se concentrou nas pessoas que trabalham semanalmente 40 horas ou mais. Para a análise da desigualdade, foram considerados os empregados com atividade única ou principal na agricultura, classificados como permanentes ou temporários. De acordo com o IBGE, as pessoas

que eram empregadas em empreendimento do ramo que compreende agricultura, silvicultura, pecuária, extração vegetal, pesca e piscicultura e nos serviços auxiliares são classificadas em dois tipos: i) Empregado temporário – quando a duração do contrato ou acordo de trabalho, verbal ou escrito, possui término estabelecido, ainda que possa ser renovado; e ii) Empregado permanente – quando a duração do contrato ou acordo de trabalho, verbal ou escrito, não possui término estabelecido (IBGE, 2008).

Resultados e discussão

A Tabela 1 mostra os resultados da decomposição dos indicadores, calculados com os valores que constam das Pnads. A metodologia de decomposição dos índices de desigualdade é aplicada para trabalhadores permanentes e temporários.

Os fatores de decomposição são o SM real, mercado formal, os trabalhadores com carteira de trabalho assinada e atributos pessoais.

Além disso, há os valores dos indicadores de desigualdade estimados para as funções de densidade contrafactuais de 2002. Primeiro, essa função contrafactual é construída para o valor real do SM de 2012 (2002cf); em seguida, estima-se essa função a partir da manutenção das características de formalidade de 2012 sobrepostas à distribuição contrafactual anterior (2002cfFormal); por último, na estimação da função densidade hipotética de 2002, usam-se os atributos individuais de 2012 sobrepostos às distribuições contrafactuais anteriores (2002cfAtributo). Depois da estimação de cada função densidade contrafactual, calculam-se os indicadores de desigualdade.

A construção da quinta coluna da Tabela 1 foi por meio dos cálculos das medidas de desigualdade de renda (índices de Theil e de Gini) a partir das funções de densidade Kernel efetivas estimadas em 2002 e 2012. Os valores da diferença (dif) dos resíduos são obtidos pela diferença entre o indicador de concentração dos

Tabela 1. Decomposição dos índices de distribuição de renda pelo método DFL para todos os trabalhadores agrícolas em 2002 e 2012.

Ano	Índice	Fator	Trabalhadores permanentes		Trabalhadores temporários	
			Valor	Dif	Valor	Dif
2002	Theil		0,1790	0,0231	0,1653	0,0036
2012	Theil	Resíduo	0,1559	-0,0351	0,1616	0,0804
2002cf	Theil	SM	0,1470	0,0320	0,2050	-0,0398
2002cfFormal	Theil	Formal	0,1518	-0,0049	0,2304	-0,0254
2002cfAtributos	Theil	Atributos	0,1208	0,0310	0,2421	-0,0116
2002	Gini		0,2913	0,0068	0,3081	0,0034
2012	Gini	Resíduo	0,2844	-0,0309	0,3047	0,0752
2002cf	Gini	SM	0,2757	0,0156	0,3457	-0,0376
2002cfFormal	Gini	Formal	0,2817	-0,0060	0,3698	-0,0242
2002cfAtributos	Gini	Atributos	0,2535	0,0283	0,3799	-0,0100

rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores e o valor real de 2012.

Os valores do SM são obtidos pela diferença entre o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade efetiva em 2002 e o valor do indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do salário SM e o valor real de 2012 em 2002.

A linha do mercado formal corresponde à diferença entre o valor do indicador de concentração de rendimentos correspondente à função densidade contrafactual do SM e o valor do indicador de desigualdade para a função densidade contrafactual do grau de formalização. Novamente, se o valor dessa diferença é negativo, isso significa que o efeito sobreposto das condições de formalização do mercado de trabalho é redistributivo.

Já na última linha, atributos, estão os valores das diferenças entre o indicador de desigualdade correspondente à função densidade contrafactual do grau de formalização e o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores.

Os valores positivos da coluna dif devem ser interpretados como efeitos desconcentradores, enquanto valores negativos referem-se a efeitos concentradores dos fatores. Ou seja, caso se verifique que o resultado da diferença possui valor negativo, observa-se que a elevação do SM real quando sobreposta à distribuição de salários de 2002 causaria efeito equalizador sobre essa distribuição de rendimentos.

No caso dos trabalhadores permanentes, o índice de Theil caiu 0,0231 entre 2002 e 2012. Desse total, 0,0320 pode ser atribuído ao SM e 0,0310 se deve aos atributos. O SM em 2012 possui valor real mais elevado que o de 2002, bem como os atributos em 2012. Assim, na construção da função densidade hipotética, consideram-se os efeitos da elevação do valor real do SM e dos atributos sobre os indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho em 2002. Constatou-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, reduziram o grau de concentração dos rendimentos. Nota-se também que o grau de formalização contribuiu com efeito negativo, de -0,0499. Ou seja, no cálculo do índice de Theil a partir da função densidade contrafactual considerando a formalização de 2012, o resultado seria uma elevação do indicador de desigualdade. O resíduo da decomposição do indicador da desigualdade corresponde a -0,0351.

Ressalta-se que os resíduos contemplam fatores desconhecidos que certamente estão afetando a distribuição dos rendimentos, mas seu valor elevado não invalida os valores relativos estimados para os três fatores considerados. Logo, o SM e os atributos geraram impactos desconcentradores, enquanto o grau de formalidade exerceu efeitos concentradores para os trabalhadores permanentes.

No caso dos trabalhadores temporários, observa-se mais uma vez queda dos indicadores de desigualdade dos rendimentos de 2002 para 2012. Ao contrário dos trabalhadores permanentes, o SM tem efeito concentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos. Quanto ao índice de Gini, os resultados são semelhantes. Logo, esses índices têm efeito equalizador.

O teste K-S comprovou que as densidades originais se alteraram por uma mudança do SM, o que reforça, portanto, a importância do SM na redução da desigualdade. O teste rejeitou ao nível de significância de 5% a hipótese de igualdade entre as densidades originais de salário e sua contrafactual para o Brasil.

Análise gráfica para densidades

As Figuras 1 e 2 mostram as funções de densidade contrafactuais estimadas para os trabalhadores agrícolas do Brasil, permanentes e temporários. Elas informam o quanto as distribuições de renda se aproximaram depois da reponderação. Mostram as distribuições anteriores ao efeito do fator contribuição (não ajustado – linha contínua) e a função densidade contrafactual atribuída ao fator (ajustado – linha tracejada). A diferença de áreas entre essas duas funções densidade corresponde ao efeito de contribuição de cada fator. As linhas verticais representam os valores do logaritmo natural do SM real, a linha vertical à esquerda compreende o valor correspondente a 2002, e a linha vertical à direita, os valores correspondentes a 2012.

A Figura 1 mostra um acentuado rebaixamento das ordenadas da função densidade con-

trafactual do SM em valores abaixo do logaritmo natural do salário real de 2012 quando comparadas às mesmas ordenadas da função densidade efetiva observada em 2002. Isso significa que houve impacto redutor sobre a concentração de frequências para os trabalhadores que ganham menos de um SM de 2012; já no caso dos trabalhadores cujos rendimentos ultrapassam o valor do SM, verifica-se elevação menos acentuada.

Dessa forma, o valor real do SM em 2012 foi mais elevado em relação ao patamar de 2002, bem como os atributos em 2012. Assim, na construção da função densidade hipotética foram considerados os efeitos da elevação do valor real do SM e dos atributos sobre os indicadores de desigualdade dos rendimentos do trabalho em 2002. Constata-se que ambos teriam efeitos desconcentradores, ou seja, reduziriam o grau de concentração dos rendimentos.

A Figura 2 também mostra queda dos indicadores de desigualdade dos rendimentos de 2002 para 2012. Nesse caso, dos trabalhadores temporários, o SM tem efeito concentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos. Logo, efeito equalizador.

As Figuras 3 e 4 mostram os valores das diferenças de ordenadas das funções densidade. A maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Em relação aos efeitos do grau de formalização, as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e estão presentes em toda a amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012. Dessa forma, o impacto do grau de formalização é mais intenso sobre a região de distribuição de rendimentos próxima ao valor do SM de 2012.

Observa-se ainda que os efeitos das mudanças dos atributos individuais se concentram sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012. Verifica-se que a maior parte dos efeitos do SM é distribuída abaixo do valor do SM real de 2012. Em relação aos efeitos dos atributos, as

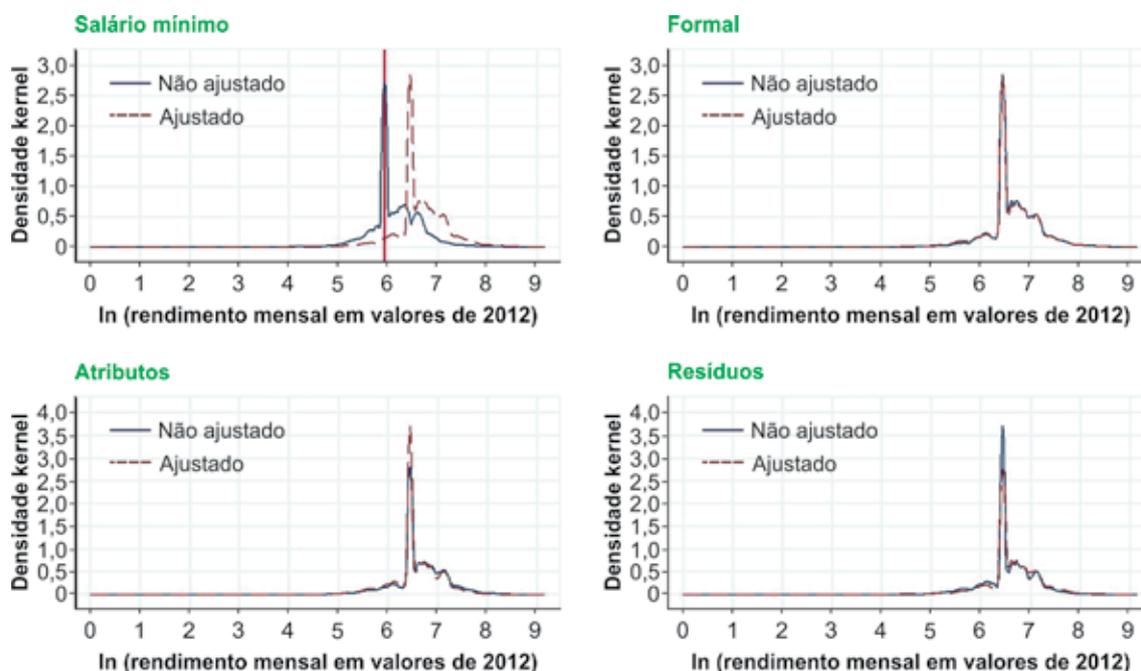


Figura 1. Funções densidade kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores permanentes – Brasil.

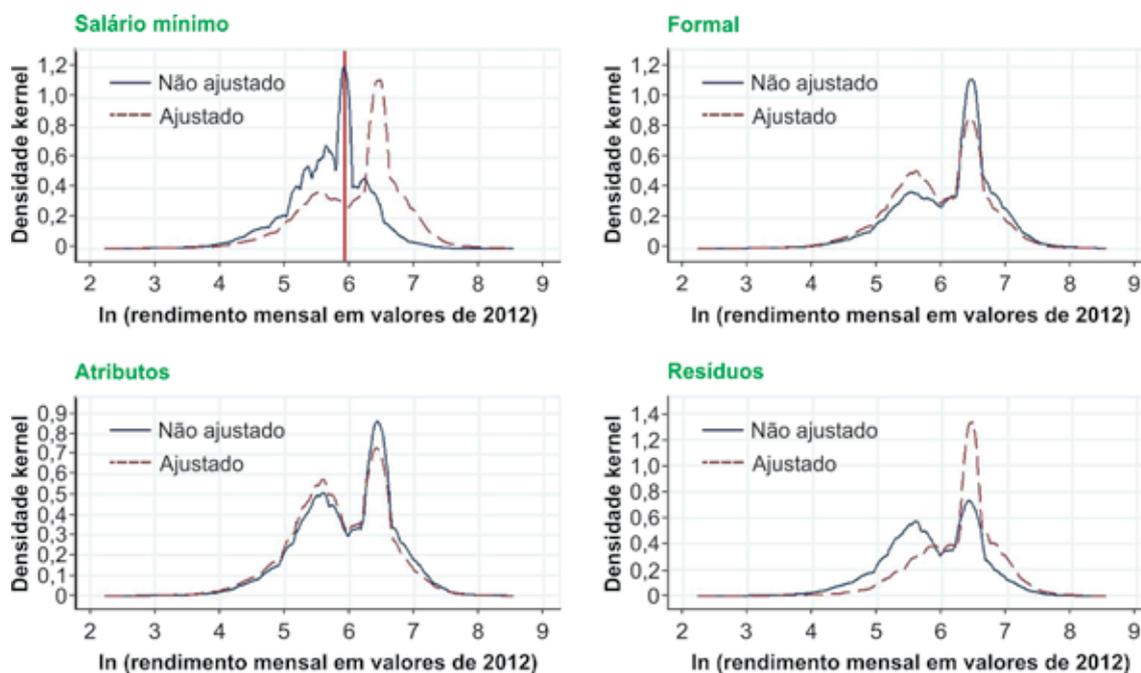


Figura 2. Funções densidade kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores temporários – Brasil.

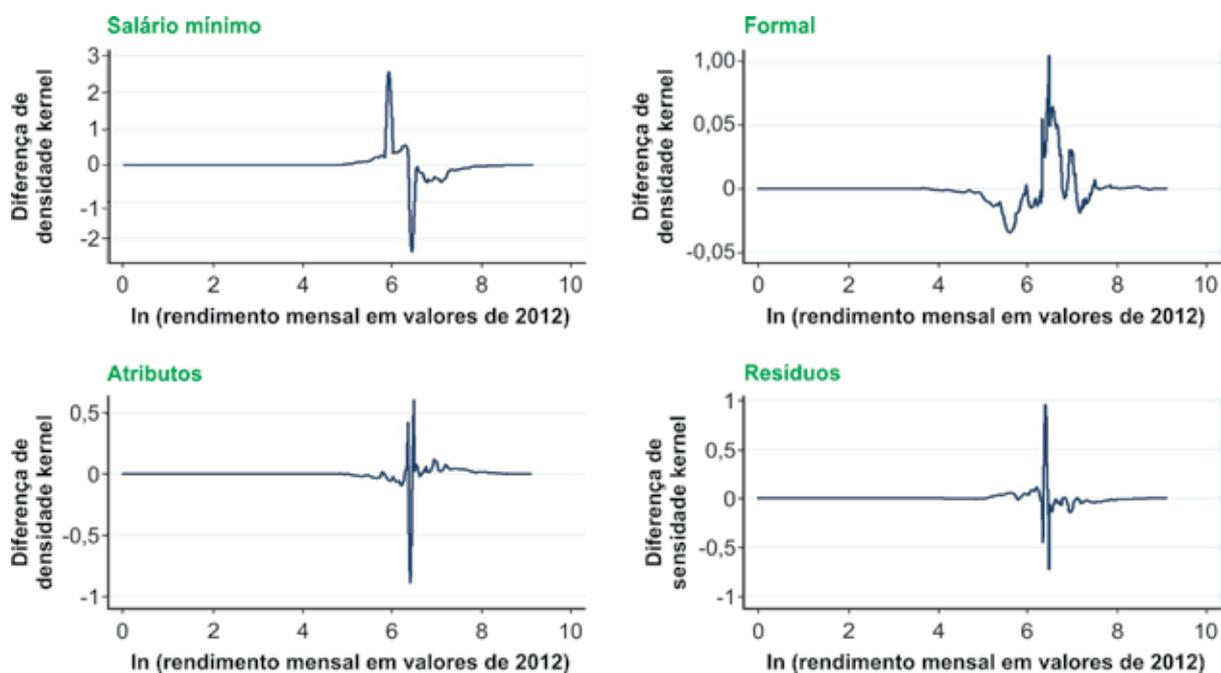


Figura 3. Diferenças para funções densidade kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores permanentes – Brasil.

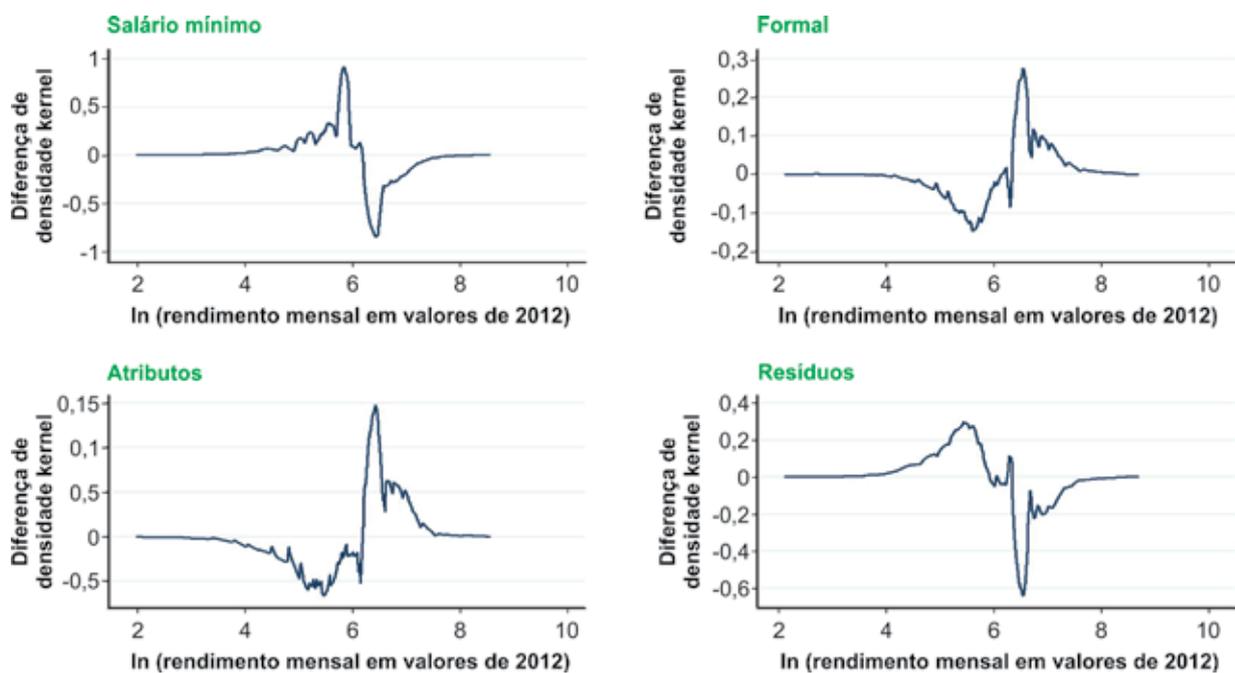


Figura 4. Diferenças para funções densidade kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores temporários – Brasil.

diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e estão presentes em toda amplitude dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012.

A Figura 3 mostra também que o grau de formalização se concentra sobretudo na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012. Os resíduos se concentram também nessa região. A Figura 4 mostra que os atributos individuais e o grau de formalização também se concentram na região da distribuição dos rendimentos situada acima do valor do SM de 2012.

Ressalta-se que os atributos individuais para os trabalhadores permanentes possuem tendência de redução da função densidade contrafactual na comparação com a função densidade resultante dos efeitos (grau de formalização); já para os fatores residuais, os gráficos apontam tendência de elevação das ordenadas da função de densidade na região de rendimentos superiores ao valor do SM de 2012. Para os trabalhadores temporários, tanto o grau de formalização quanto os atributos contribuem para o aumento da função densidade contrafactual na comparação com a função densidade resultante; para os fatores residuais, os gráficos apontam tendência de diminuição das ordenadas da função de densidade na região de rendimentos superiores ao valor do SM de 2012.

Considerações finais

A metodologia de simulação, adaptada do estudo de DiNardo et al. (1996), foi aplicada para as diversas categorias de empregados agrícolas – permanentes e temporários – do Brasil, tanto para a decomposição do índice de Theil quanto para a decomposição do índice de Gini. A decomposição do índice de Theil para os trabalhadores permanentes revelou que a maior contribuição relativa correspondeu ao salário mínimo, que, como os atributos pessoais, gerou impactos desconcentradores sobre os rendimentos, enquanto para o grau de formalidade

o efeito foi concentrador. Idêntico exercício de decomposição, repetido para o índice de Gini, revelou resultados semelhantes.

No caso da decomposição do índice de Theil para os trabalhadores temporários, o salário mínimo gerou efeito concentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos promovem diminuição da desigualdade de renda. A decomposição do índice de Gini revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do salário mínimo seja mais elevado, e o do grau de formalidade seja menor em termos absolutos. Enfim, as decomposições revelaram que o salário mínimo e os atributos pessoais geraram impactos desconcentradores para os trabalhadores permanentes e efeito concentrador para os trabalhadores temporários. O grau de formalidade, por sua vez, age no sentido de concentrar os rendimentos para permanentes e temporários.

Em suma, as simulações confirmam a importância do salário mínimo para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho no período de 2002 a 2012 para os trabalhadores agrícolas permanentes. A política de elevação gradual do salário mínimo real estabelecida no Brasil em 2002–2012 não coincidiu com a elevação do desemprego e, simultaneamente, permitiu redução na dispersão dos rendimentos do trabalho. Noutras palavras, o impacto das variações nominais do salário mínimo sobre o nível de demanda possivelmente ultrapassou seus efeitos sobre os custos, permitindo assim uma elevação do patamar de produção e do emprego.

Logo, no caso específico dos trabalhos agrícolas, o efeito do salário mínimo, como mecanismo de proteção dos trabalhadores, é nítido apenas no segmento mais estruturado do mercado de trabalho – permanentes.

Referências

ANDERSON, D.; LEISERSON, M.W. Rural nonfarm employment in developing countries. **Economic**

Development and Cultural Change, v.28, p.227-248, 1980.

BARROS, R.P. A Efetividade do salário mínimo em comparação à do Programa Bolsa Família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade. In: BARROS, P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006. p.507-549.

BARROS, R.P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2010. (Ipea. Texto para discussão, 1460).

BUTCHER, K.F.; DINARDO, J. **The immigrant and native-born wage distributions: evidence from United States censuses**. Cambridge: [s.n.], 1998. (NBER Working Paper Series, 6630).

CAMPOLINA, B.; SILVEIRA, F.G.; MAGALHÃES, L.C.G. de. **O mercado de trabalho rural: evolução recente, composição da renda e dimensão regional**. Rio de Janeiro: Ipea, 2009. (Ipea. Texto para discussão, 1398).

CUNHA, M.S. Os empregados da agricultura brasileira: diferenciais e determinantes salariais. **Revista de Economia Sociologia Rural**, v.46, p.597-621, 2008. DOI: 10.1590/S0103-20032008000300002.

DE JANVRY, A.; SADOULET, E.; WILCOX, L. **Rural labor in Latin America**. California: University of California, 1986. (Working Paper, n.397).

DEDECCA, C.S. A redução da desigualdade no Brasil: uma estratégia complexa. In: BARROS, R.P. de; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006.

DINARDO, J.; FORTIN, N.M.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, v.64, p.1001-1044, 1996. DOI: 10.2307/2171954.

DUARTE, A.; FERREIRA, P.; SALVATO, M. Disparidades regionais ou educacionais? um exercício contrafactual. **FGV EPGE - Ensaios Econômicos**, 2003. 532p.

FERREIRA, F.H.G.; PERRY, G.; WATSON, M. Introdução. In: FERRANTI, D. de; PERRY, G.E.; FERREIRA, F.H.G.; WALTON, M.; COADY, D.; CUNNINGHAM, W.; GASPARINI, L.; JACOBSEN, J.; MATSUDA, Y.; ROBISON, J.; SOKOLOFF, K.; WODON, Q. (Org.). **Desigualdade na América Latina e no Caribe: rompendo com a história?** Cidade do México: Banco Mundial, 2003. p.6-44. Edição da conferência.

FIGUEROA, A. **La economía campesina em la Sierra del Perú**. Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú, 1981.

FIRPO, S.; REIS, M.C. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, P.B.; FOGUEL,

M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006. p.499-506.

HOFFMANN, R.; OLIVEIRA, F.C.R. de. Remuneração e características das pessoas ocupadas na agroindústria canavieira no Brasil, de 2002 a 2006. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais**. Brasília: Sober, 2008.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro, 2008.

KERM, P. van. Adaptive kernel density estimation. In: UK STATA USERS GROUP MEETING, 9th., 2003, London. London: Royal Statistical Society, 2003.

KLEIN, E. **El empleo rural no agrícola en America Latina**. Santiago: PREALC, 1992. (Documento de trabajo, 364).

MACEDO, R.B.M.; GARCIA, M.E. Salário mínimo e taxa de salário no Brasil: comentário. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.3, p.1013-1044, 1980.

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES, E.A. de S. Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica. **Revista Brasileira de Economia**, v.63, p.277-298, 2009. DOI: 10.1590/S0034-71402009000300005.

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. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.40, p.395-429, 2010.

NEVES, J.A.B. **Human Capital, social classes, and the earnings determination process in brazilian agriculture: 1973, 1982 and 1988**. 1997. 236p. Thesis (Ph.D) – University of Wisconsin, Madison.

OAXACA, R. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. **International Economic Review**, v.14, p.693-709, 1973.

OLIVEIRA, F.C.R. de. **Ocupação, emprego e remuneração na cana-de-açúcar e em outras atividades agropecuárias no Brasil, de 1992 a 2007**. 2009. 167p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba.

OLIVEIRA, R.B. de. **Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira, 1992-2008**. 2010. 104p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Campinas, Campinas.

PARZEN, E. On estimation of a probability density function and mode. **The Annals of Mathematical Statistics**, v.33, p.1065-1076, 1962. DOI: 10.1214/aoms/1177704472.

ROSENBLATT, M. Remarks on Some Nonparametric Estimates of a Density Function. **The Annals of Mathematical Statistics**, v.27, p.832-837, 1956.

ROTATIVIDADE e políticas públicas para o mercado de trabalho. São Paulo: Dieese, 2014.140p.

SALM, C. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil: uma leitura crítica. In: BARROS, R.P. de; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. v.1, p.279-297.

SOARES, S.S.D. **O impacto distributivo do salário mínimo**: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Ipea. Texto para discussão, 873).

STADUTO, J.A.R., BACCHI, M.R.P.BACHA, C.J.C. Uma análise de longo prazo dos salários dos trabalhadores agrícolas permanentes do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., 2002, Passo Fundo. **Eqüidade e eficiência na agricultura brasileira**: anais. Passo Fundo: Sober: UPF, 2002.

STADUTO, J.A.R.; BACHA, C.J.C.; BACCHI, M.R.P. Determinação dos salários na agropecuária brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.32, p.285-321, 2002.