

EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO CEARENSE

EFFECTS DISTRIBUTIVE THE WAGE MINIMUM IN MARKET OF LABOR CEARENSE

Joyciane Coelho Vasconcelos

Universidade Federal do Ceará – Fortaleza – CE – Brasil

Jair Andrade de Araujo

Universidade Federal do Ceará – Fortaleza – CE – Brasil

Resumo: Este artigo investiga a contribuição do salário mínimo–SM para o processo de desconcentração dos rendimentos do mercado de trabalho do Estado do Ceará no período 2002–2012. Os microdados utilizados são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios–PNAD do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística–IBGE. Utilizou–se a metodologia de simulação proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), a partir da estimativa de funções densidade Kernel contrafactuais. As simulações foram realizadas para pessoas do gênero feminino e masculino. Por meio das decomposições, os resultados revelaram que o SM, o grau de formalização e os atributos pessoais tiveram impactos desconcentradores para trabalhadores do gênero feminino e masculino. Todavia, para as mulheres, o efeito desconcentrador do salário mínimo é mais intenso, na amostra, em relação aos homens. Em síntese, as simulações apontam a importância do SM para a redução da dispersão dos rendimentos do trabalho no período recente.

Palavras–chave: Rendimentos. Salário mínimo. Mercado de trabalho.

Abstract: This paper analyses the contribution of the minimum wage (MW) for the devolution of income from the labor market at Ceará in the period 2002–2012. This research was based on National Sample Survey (PNAD) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). It was used the simulation methodology proposed in DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) from the estimated counterfactual Kernel density functions. The simulations were performed for females and males. The results revealed by the decompositions than the minimum wage, the degree of formalization and the personal attributes had impacts not concentrators to workers female and male. However, for women, the de–concentrating effect of the minimum wage is more intense in the sample compared to men. In summary, the simulations indicate the

importance of the minimum wage to reduce the dispersion of labor income in recent years.

Keywords: Income. Minimum wage. Labor market.

1 INTRODUÇÃO

O Estado do Ceará possui elevada desigualdade socioeconômica. Embora continue ocupando um patamar de alta desigualdade entre os estados brasileiros, nos últimos anos, a concentração de renda tem apresentado uma trajetória de queda. Essa questão já foi estudada por diversos autores. Por exemplo, Oliveira (2010) ressalta que existem diversos determinantes para a diminuição na desigualdade, no entanto, destaca-se a contribuição da parcela do rendimento proveniente do trabalho.

Na mesma perspectiva, Pinho Neto e Miro (2011) afirmam que o Estado do Ceará, localizado na Região Nordeste, reconhecidamente a mais pobre e desigual do Brasil, apresenta uma elevada proporção de pobres e um grau de concentração de renda relativamente elevado. Assim sendo, a análise da evolução da desigualdade de rendimentos do trabalho é um elemento fundamental para se entender as mudanças na desigualdade de renda como um todo. Isso porque grande parte da redução da desigualdade se dá por meio da desconcentração da parcela proveniente da renda do trabalho das famílias.

Entende-se, aqui, que grande parcela da redução da desigualdade, nos anos recentes, deve-se a mudanças nos próprios rendimentos do mercado de trabalho. Logo, cabe compreender os determinantes dessa parcela da renda. Por outro lado, nota-se que há uma valorização do SM nos últimos anos no Brasil. À guisa de ilustração, quando se compara o valor real do SM no ano de 2002 e 2012, observa-se um aumento de 66% (DIEESE, 2014).

Sabe-se que o salário real é um dos principais determinantes dos níveis de emprego, bem como um dos indicadores de distribuição de renda do país. Ciente desse fato, surge a necessidade de analisar o impacto que a evolução do SM real teve sobre a desigualdade de renda no Estado do Ceará, diante da constatação de que alguns aspectos não foram totalmente elucidados em pesquisas anteriores. A análise aqui realizada envolve pessoas do gênero masculino e feminino, pois se

observa, na literatura, que existe discriminação de sexo, pois os homens são melhor remunerados que as mulheres.

Isso posto, este trabalho tem como objetivo investigar a contribuição do salário mínimo para o processo de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2012 no Estado do Ceará. A amostra estudada contempla todos os trabalhadores que recebem renda com valor positivo e com idade maior que 15 anos e menor que 60 anos, *dummies* de gênero e raça como fatores de discriminação, sindicato, formalidade, ocupação e setor de atividade.

Constrói-se, dessa forma, o que se denomina de distribuição contrafactual, a qual pode ser confrontada com a distribuição original dos salários da população. Esta última se faz reponderando-se a amostra conforme alguma característica que se pretende estudar. As variáveis causais consideradas foram SM, o grau de formalidade e os atributos pessoais. O exercício contrafactual se baseia na seguinte simulação: qual seria a contribuição das variáveis causais na distribuição de renda dos empregados? Os dados foram extraídos da PNAD do IBGE para os anos de 2002 e 2012.

Para tanto, será utilizada uma abordagem não paramétrica apresentada em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) cujos efeitos sobre o valor dos salários de um determinado atributo da população ou um fator que influencie o comportamento da mesma são mensurados por meio da estimação da função de densidade, reponderando-se as amostras pelo atributo que se pretende analisar.

Este artigo se diferencia da literatura, pois se verifica qual é o efeito da elevação do SM real sobre os rendimentos das diferentes categorias de empregados mostrando-se o efeito das variáveis casuais para o gênero feminino e masculino do Estado do Ceará.

Além da introdução, o presente trabalho foi organizado da seguinte forma: a seção dois mostra alguns fatos estilizados. A terceira faz uma revisão da literatura em termos de arcabouços teóricos e empíricos. Na quarta seção é apresentada a metodologia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). A quinta seção faz uma descrição da base de dados e, na sexta, são apresentados os resultados e as discussões. Na última seção são tecidas as considerações finais.

2 FATOS ESTILIZADOS

A discussão acerca da desigualdade de renda tem sido um tema recorrente tanto no meio acadêmico quanto nas distintas esferas de governo. Reduções no grau de desigualdade de renda são metas perseguidas por determinadas políticas públicas que promovem a igualdade entre os indivíduos, além de diminuir a pobreza e, principalmente, a extrema pobreza. Trabalhos como os de Hoffmann (2009), Barros *et al.* (2010) ressaltam uma convergência decrescente nos indicadores da desigualdade de renda no Brasil, no período de 2001 a 2007. Entretanto, nota que esse declínio não segue homogêneo entre as regiões brasileiras.

O Estado do Ceará possui elevada desigualdade socioeconômica que tem sido objeto de estudo, pois a má distribuição de renda é um dos problemas da economia. Embora continue ocupando um patamar alto, a concentração de renda tem apresentado, nos últimos anos, uma trajetória de queda.

O gráfico 1 mostra a evolução do SM real durante o período de 2002 a 2012. Por meio de sua análise, nota-se que este passou por um processo de recuperação de seu valor real perdido ao longo das décadas anteriores. Pode-se ver que seus valores foram de 200,00 e 305,69 para os anos 2002 e 2012, respectivamente. Logo, ocorreu uma valorização 52,8% no salário real, que é um dos principais determinantes dos níveis de emprego.

Para Dedecca (2006), a política de valorização do SM real, além de ter contribuído com a queda recente da desigualdade, tende a ter efeitos cumulativos sobre os níveis de renda. Significa dizer que a elevação do seu valor real tem grande potencial, enquanto política de combate à desigualdade.

Da análise da Tabela 1, nota-se que, seguindo a tendência da economia brasileira, no mesmo período, os estados do Nordeste também apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda, com exceção do Maranhão. O Ceará apresentou uma queda na desigualdade de 0.61 para 0.52 no período analisado, o que representou um decréscimo de 0.147 pontos, ou seja, uma redução de 14.7%.

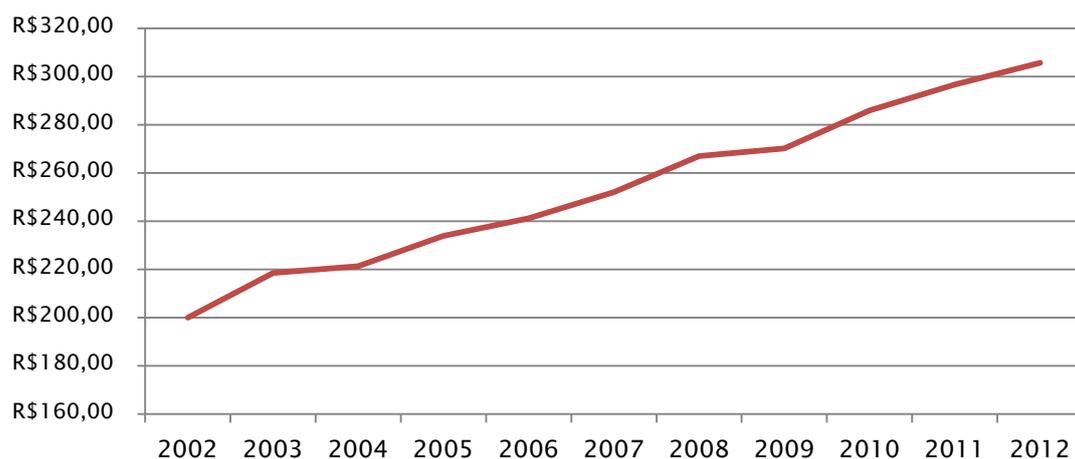


Gráfico 1. Evolução do Salário Mínimo Real: 2002–2012.

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da IPEA/ ano base 2002–IPCA.

Note que, de acordo com as informações da Tabela 1, nem todos os estados sofreram uma queda ininterrupta na desigualdade de renda medida pelo Gini no período estudado. Os estados de Alagoas, Pernambuco e Ceará, nessa ordem, apresentaram as maiores reduções de desigualdade. Em linhas gerais, quando se analisa a variação da desigualdade no período, nota-se que o único estado que, desde 2001, apresentou um aumento na desigualdade foi o Maranhão, com 7.1%.

A simultaneidade dessa redução sugere que o aumento do SM teria contribuído para a redução das desigualdades de rendimento. Dessa forma, nota-se que a desigualdade de renda existente entre as regiões brasileiras é um problema recorrente. Nesse sentido, constitui-se importante campo de pesquisa o entendimento dos efeitos do SM sobre os diferentes setores da economia e as diversas categorias de empregados.

Tabela 01. Índice de Gini para os Estados da Região Nordeste: 2001–2012

Ano	Brasil	Maranhã o	Piauí	Ceará	RGN	Paraíba	Pernambuc o	Alagoas	Bahia	Sergipe
2001	0.572	0.571	0.59 6	0.60 9	0.58 1	0.593	0.616	0.604	0.59 3	0.570
2002	0.570	0.566	0.62 0	0.58 8	0.58 1	0.599	0.608	0.602	0.59 1	0.556
2003	0.559	0.576	0.60 1	0.56 7	0.56 2	0.567	0.588	0.606	0.59 0	0.577
2004	0.553	0.608	0.58	0.57	0.56	0.591	0.606	0.572	0.55	0.559

			8	4	9				5	
2005	0.548	0.519	0.589	0.577	0.595	0.578	0.585	0.564	0.553	0.553
2006	0.544	0.596	0.599	0.546	0.557	0.562	0.580	0.624	0.556	0.558
2007	0.540	0.555	0.593	0.547	0.559	0.595	0.558	0.607	0.552	0.539
2008	0.529	0.520	0.572	0.537	0.550	0.583	0.564	0.579	0.558	0.536
2009	0.533	0.537	0.554	0.542	0.557	0.588	0.551	0.569	0.555	0.573
2011	0.518	0.541	0.507	0.537	0.559	0.536	0.525	0.522	0.553	0.556
2012	0.511	0.611	0.541	0.520	0.525	0.524	0.501	0.491	0.541	0.537
Diferença (2001– 2012)	0.107	-0.071	0.093	0.147	0.096	0.116	0.186	0.188	0.088	0.058

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da PNAD.

Nota: A PNAD não foi realizada no ano 2010.

3 REVISÃO DA LITERATURA

Neste artigo, optou-se por analisar alguns estudos sobre os impactos distributivos do salário mínimo e características individuais.

3.1 Os Impactos Distributivos do Salário Mínimo

No Brasil, o debate sobre os efeitos do SM sobre a desigualdade ganhou eficácia com o artigo de Macedo e Garcia (1978). Em seu estudo, os autores contestaram a importância do SM na determinação dos salários dos trabalhadores não qualificados. A mencionada pesquisa desencadeou uma série de trabalhos que investigavam a importância do mínimo sobre a distribuição de salários. Hoffmann (1998) investigou a influência do SM sobre a pobreza e a desigualdade no Brasil, entre os anos de 1979 e 1997. Ajustando equações para captar o efeito do SM, o autor encontrou que aumentos no SM contribuem para reduzir a desigualdade. .

Fajnzylber (2001), por sua vez, utilizou *dummies* para cada faixa de salários em suas regressões a fim de captar esses efeitos diferenciados e investigou os efeitos do SM sobre os rendimentos e o emprego dos trabalhadores, por meio dos dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego-PME do IBGE, no período de 1982 a 1997.

O autor utilizou a metodologia desenvolvida por Neumark, Schweitzer e Wascher (2000) e estimou a variação percentual dos ganhos de um indivíduo como função da variação percentual do SM e da variação percentual do SM defasado em um ano, além de alguns controles. Os resultados revelaram efeitos significativos do SM sobre os rendimentos individuais em toda a distribuição de renda dos trabalhadores formais e informais. As elasticidades obtidas são próximas de um para aqueles com remuneração próxima do mínimo e caem à medida que os rendimentos ficam maiores. Esses efeitos tendem a ser maiores no curto prazo, para homens, para chefes de famílias e valem tanto para os trabalhadores do setor formal como para os do setor informal.

Na mesma perspectiva, Firpo e Reis (2006) analisaram o papel do aumento do SM na redução da desigualdade dos rendimentos do trabalho principal de 2001 a 2005. Obtiveram 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. Os resultados mostraram que o SM teria contribuído com 36% da redução do índice de Gini no período de 2001 a 2005.

Ao estudarem como seria a distribuição salarial em 1988 se o SM fosse o mesmo que em 1981, Menezes Filho e Rodrigues (2009) utilizaram a metodologia proposta por DiNardo *et al.* (1996). Consideraram cinco fatores explicativos da distribuição salarial: variações do SM real; mudança no grau de sindicalização; mudanças no nível de escolaridade dos trabalhadores; modificações na 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 e Ribeiro (2010) investigaram a contribuição do SM para o procedimento de desconcentração dos rendimentos do trabalho no intervalo de 2002 a 2008. Utilizaram, em sua análise, a metodologia proposta em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), com alguns ajustamentos. As variáveis causais consideradas no estudo foram o SM, o grau de formalidade e os atributos pessoais. Os efeitos das simulações para trabalhadores do gênero feminino e masculino assinalaram que o SM teve impacto equalizador em ambos os casos, contudo o impacto referente às mulheres é mais acentuado.

Ao compararem as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, Duarte *et al.* (2003) fizeram exercícios contrafactuais entre essas regiões. Utilizaram o método semiparamétrico, seguindo DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e valeram-se de dados da PNAD de 1999. Construíram densidades contrafactuais, reponderando a distribuição da Nordeste/Ceará pelo perfil de escolaridade Sudeste/São Paulo. Concluíram que: entre 12% e 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% e; a renda do contrafactual do Nordeste equivale a 93% da renda média brasileira.

3.2 Desigualdade de renda e características individuais

Na economia, a discriminação é definida como tratamento desigual de iguais baseados em critérios irrelevantes para a atividade envolvida. Entre os diversos tipos de discriminação econômica, a discriminação no mercado de trabalho é destaque na literatura. De fato, rendimentos desiguais podem ser reflexos de discriminação tanto no mercado de trabalho, quanto fora dele, no que tange às condições de acesso à educação e a outros recursos.

De acordo com Lam (1999), no Brasil, os negros, que têm pais menos educados, permanecem com um baixo nível educacional em virtude da forte correlação entre níveis educacionais dos pais e dos filhos. Logo, é refletido no mercado de trabalho na forma de rendimentos inferiores.

Segundo Ramos e Vieira (2000), disparidades salariais podem ser geradas por quatro grupos de fatores: forma de ressarcimento por postos de trabalho que têm diferenças, como risco de acidente, insalubridade, mas ocupados por trabalhadores com idêntico potencial produtivo; heterogeneidade de trabalhadores como educação e experiência; segmentação no mercado entre trabalhadores igualmente produtivos sem base em critérios tangíveis, como posição geográfica; atributos não produtivos, discriminatórios, como raça e gênero.

Soares (2000) afirma que parte da discriminação sofrida pelos negros ocorre na inclusão e não na remuneração e ainda destaca que a disparidade salarial pode ser atribuída a três causas: qualificações desiguais, inserções no mercado de trabalho distintas ou diferencial de

rendimentos puro. O autor mostra que, uma vez estimada a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) usando controles para a ocupação, o poder explicativo da discriminação diminui sensivelmente tanto para negros quanto para negras, utilizando-se como referência os homens brancos.

Já Cambota (2005) analisou a discriminação salarial por raça e gênero nas densidades das distribuições de rendimento dos setores de atividade, comparando as regiões Nordeste e Sudeste. A autora utilizou os dados da PNAD 2002 e uma metodologia semiparamétrica e outra paramétrica. Concluiu que existe discriminação em relação a mulheres e negros no mercado de trabalho nas regiões, e que esta é maior quanto às mulheres.

Como destaca Cacciamali e Hirata (2005), a discriminação existe quando pessoas com atributos iguais, exceto pela sua raça e gênero, são remuneradas de forma diferente, tendo em vista apenas estes atributos não produtivos. Se não houvesse discriminação, pessoas com as mesmas características produtivas, independente de raça ou gênero, teriam salários similares.

Recentemente, Souza *et al.* (2013) analisaram quanto da desigualdade de renda entre os grupos de raça e gênero é explanada pela discriminação e quanto pela diferença de habilidades dos trabalhadores no Brasil e regiões, a partir dos dados das PNADs de 2001 e 2011. Utilizaram a decomposição de Oaxaca (1973), Blinder (1973) e de Machado e Mata (2005), que leva em consideração o resultado por quantil, a partir de regressões quantílicas. Concluíram que: a discriminação é o que explica a diferença salarial entre gêneros; diferenças de atributos produtivas é a principal causa da diferença salarial entre as raças; há diferentes padrões regionais e por quantis da discriminação.

4 METODOLOGIA

Nesta seção, é apresentado um modelo semiparamétrico proposto em Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) para construir funções de densidade contrafactuais e encontrar os efeitos das mudanças no grau de formalidade do mercado de trabalho, atributos pessoais e os efeitos das mudanças do SM.

O método de densidade contrafactual compreende duas etapas: a primeira, paramétrica, que se resume à construção de funções de reponderação; a segunda, não paramétrica, que consiste na estimação, *Kerne*. Essa abordagem permite que os dados falem por si na estimativa da função densidade ao invés de supor, como é o caso do método paramétrico, uma determinada distribuição e, por meio de uma amostra, estimar os parâmetros desta distribuição, conforme proposto por Rosenblatt (1956) e Parzen (1962).

4.1 Estimador *Kernel*

De modo semelhante ao histograma, o estimador *Kernel* considera a divisão dos dados em intervalos de classes, sendo que a cada intervalo é associado o número de observações que pertence aos respectivos intervalos. 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 essa ampla utilização são a simplicidade e as boas propriedades e, desde então, são conhecidos como estimadores Rosenblatt-Parzen, também chamado estimador núcleo e denotado por $f(X)$.

Considere-se $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ uma amostra aleatória de tamanho n , independente e identicamente distribuída e 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. As funções de densidade Kernel com ponderação, em especial o método intitulado “Adaptive kernel density estimation”, e o comando denominado *akdensity* foram utilizados nas estimativas dessa análise. Esse método propicia melhores resultados para distribuições multimodais com *bandwidth* variável. A função de densidade Kernel é expressa por meio da seguinte equação:

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

Sendo que: $K(\cdot)$: é uma função simétrica chamada *Kernel*, satisfazendo as seguintes propriedades: $\int_{-\infty}^{\infty} K(t)dt = 1$, $\int_{-\infty}^{\infty} tK(t)dt = 0$ e $\int_{-\infty}^{\infty} t^2K(t)dt = k \neq 0$. 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 também conhecida como parâmetro de suavização.

No caso das funções de densidade Kernel estimadas para os anos de 2002 e 2012, utilizou-se os pesos da PNAD, porém normalizados para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Em relação às funções de densidade contrafactuais, os pesos são obtidos por meio do produto dos pesos de amostragem da PNAD e os pesos obtidos pela metodologia de reponderação. Mais uma vez, esse produto foi normalizado para assegurar que o somatório dos pesos fosse igual a um. Os valores das funções de densidade Kernel foram estimados em 1000 pontos da variável x , que corresponde ao logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho principal.

O Índice de Theil, por sua vez, é calculado por meio das funções de densidade Kernel estimadas e envolve as seguintes etapas: 1) retorna-se ao valor do rendimento do trabalho em cada ponto da abscissa x utilizado na estimativa das funções de densidade por meio da expressão $v = \exp(x)$, onde x é o logaritmo natural do rendimento do trabalho; 2) estima-se a função densidade de v ($f(v)$), que é igual à $f(x) / v$; 3), e calcula-se o valor estimado da média de v pela expressão

$$\mu_v = \int_{-\infty}^{v_{\max}} v f(v) dv$$

Em resumo, o índice de Theil é igual a
$$\int_{-\infty}^{v_{\max}} \frac{v}{\mu_v} \ln\left(\frac{v}{\mu_v}\right) dv$$

Por outro lado, o cálculo do Índice de Gini exigiu um procedimento mais complexo. Inicialmente estima-se a função de distribuição cumulativa de v a partir da integração de sua função densidade. Em seguida, calcula-se a curva de Lorenz a partir da expressão

$$L(p) = \frac{\int_0^p Q(q) dq}{\int_0^1 Q(q) dq} = \frac{1}{\mu} \int_0^p Q(q) dq$$

Onde Q é a função quantílica e p é a proporção acumulada da população. Por último, o Índice de Gini é dado pela expressão

$$G = 2 \int_0^1 (p - L(p)) dp$$

Os núcleos mais utilizados são o uniforme, o gaussiano e o de Epanechnikov, sendo que a sua escolha é uma decisão *ad hoc* do pesquisador, que deve levar em conta a natureza da variável, cuja densidade está sendo estimada. No presente trabalho, acompanhando as sugestões de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e Butcher e DiNardo (1998), adotou-se o núcleo gaussiano e trabalhou-se com o logaritmo da renda do trabalho para reduzir o problema de assimetria.

A estimação de densidades contrafactuais foi realizada conforme proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), onde foram escolhidas funções de reponderação da amostra. Pode-se considerar que cada observação da amostra é um vetor (w, z) , onde 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 , sendo expressa como $f(w|z, t_w; m_t)$, sobre a distribuição de atributos individuais $F(z|t_z)$ na data t_z :

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

(2)

Em que : Ω_z é o domínio de definição dos atributos individuais.

Conforme DiNardo, Fortin e Lemieux (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 depende da distribuição de atributos. Nesse caso, a densidade hipotética $f(w, t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002})$ é:

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

A equação (3) define a densidade de renda do trabalho de 2002, que prevaleceria se as condições fossem similares às de 2012. Conforme pode ser observado, é idêntica à definição em (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 contrafactuais usando o método de estimadores de núcleo ponderados, onde utiliza-se um novo ponderador que contém uma estimativa para ψ_z .

Sendo que ψ_z é uma função de reponderação definida por:

$$\begin{aligned} \psi_z(z) &= dF(z|t_z = 2012)/dF(z|t_z = 2002) \\ \hat{f}(w; t_w = 2002, t_z = 2012, m_{2002}) &= \sum_{i \in S_{2002}} \frac{e^{\theta_i}}{h} \hat{\psi}_z(Z_i) K\left(\frac{w - W_i}{h}\right) \end{aligned} \quad (4) \quad (5)$$

O termo h é o parâmetro que regula o grau de suavidade de uma densidade *Kernel*. Esse parâmetro é denominado de 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 utilizada na identificação da contribuição de cada fator

(salário mínimo, grau de formalidade e atributos) nos indicadores de desigualdade.

4.2 Efeitos das mudanças no 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 um vetor x de atributos que inclui experiência¹, 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 $F(u|x, t_{u|x}=t)$ e $F(x|t_x=t)$.

A função densidade dos salários em 2002 é definida a partir da equação (2). Ou seja, essa equação corresponde a:

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

O primeiro passo na estimação da função densidade hipotética corresponde à 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 2012. A partir desse objetivo, introduz-se uma hipótese adicional em 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 registrados no ano de 2012, embora os demais atributos permanecessem nos níveis de 2002. Essa função é, na verdade, uma versão reponderada da função densidade de 2002:

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

¹ A variável experiência corresponde à diferença entre a idade do trabalhador e a idade em que esse trabalhador começou a trabalhar.

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

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

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

A função de re-ponderação $\psi_{u|x}(u, x)$ 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*, qual seja:

$$Pr(u = 1|x, t_{u|x} = t) = Pr(\varepsilon > -\beta'_i H(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_i H(x)) \quad (9)$$

Em que $\Phi(\cdot)$ 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 teriam prevalecido em 2002 se a distribuição de u e x fossem as mesmas de 2012:

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

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

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

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

$$\Pr(t_x = t | x) = \Pr(\varepsilon > -\beta'_i H(x)) = 1 - \Phi(-\beta'_i H(x)) \quad (12)$$

As probabilidades não condicionais $\Pr(t_x = 2002)$ e $\Pr(t_x = 2012)$ podem ser facilmente calculadas como o número total de observações de cada ano em relação ao número total de observações para os dois. Nesses cálculos foram utilizados os pesos de amostragem para pessoas, disponíveis nas PNADs.

4.3 Efeitos das mudanças no SM

Para construir a função densidade contrafactual em 2002, sob a hipótese de vigência do SM em seu nível mais elevado de 2012, selecionou-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 valor.

Outro procedimento adotado é que se pré-multiplique 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, essas operações correspondem à equação abaixo:

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

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 na equação (13) sobre a densidade de atributos:

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

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

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

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

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

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

4.4 Teste de Kolmogorov–Smirnov (K–S)

O teste de Kolmogorov–Smirnov (K–S) verifica se duas amostras foram extraídas da mesma população. Em casos positivos, é de se esperar que suas distribuições de probabilidade sejam bastante próximas umas das outras. Pode ser utilizado para avaliar as seguintes hipóteses: se H_0 , os dados seguem uma distribuição normal; se H_1 , os dados não seguem uma distribuição normal.

A estatística do teste de K–S é definida como $D = \text{Max } |F_{n1}(X) - F_{n2}(X)|$. Essa estatística mede a máxima distância entre as duas distribuições em termos absolutos. No caso em que a estatística D é maior do que o valor crítico do teste para um determinado nível de significância, rejeita-se a hipótese nula de que as amostras advêm da mesma distribuição de probabilidade. Logo, o teste K–S pode ser empregado para verificar se as verdadeiras distribuições de salários e suas contrafactuais são diferentes.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os dados utilizados nesse trabalho foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O trabalho fez uma análise dos determinantes dos rendimentos entre os empregados do gênero feminino e masculino. As estimativas foram geradas a partir dos períodos 2002 e 2012.

O quadro 1 exibe a totalidade das variáveis analisadas.

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
<i>Renda do trabalho principal</i>	Variável do rendimento mensal do trabalho principal para pessoas de 10 anos ou mais. Número de horas trabalhadas por semana nesse trabalho. Em seguida, denomina-se variável “remuhorar” representa remuneração por hora.
<i>Ano2</i>	Variável binária que assume valor unitário, quando o ano for 2002, e valor nulo se o ano for 2012.
<i>Educação</i>	Assume valores de 0 a 15. O valor nulo mostra que o indivíduo não completou o primeiro ano de escolaridade. Os valores de 1 a 14 mostram o número de anos de educação completos do indivíduo. O valor 15 significa que o indivíduo possui 15 ou mais anos de escolaridade.
<i>Formal</i>	Variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical; assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.
<i>Gênero</i>	Variável binária que assume valor unitário para mulheres e nulo para homens.
<i>Exp</i>	Experiência potencial (Idade - anos de estudo).
<i>Exp2</i>	Experiência potencial ao quadrado.
<i>Raça</i>	Variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário.
<i>Idade</i>	Varia de 18 a 59 de acordo com os anos completos de idade do indivíduo. Para mostrar que o logaritmo natural dos salários não varia linearmente à idade, a variável <i>idade2</i> também é utilizada.
<i>Sind</i>	Variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical. Assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.
<i>Ocupação</i>	<i>Dummies</i> de ocupação (empregados sem carteira de trabalho assinada, autônomos, empregadores) e empregados com carteira de trabalho assinada é a base de comparação. Por possuírem uma dinâmica salarial diferente, os servidores públicos, civis ou militares, foram excluídos da amostra.
<i>Setor de atividade</i>	<i>Dummies</i> de setor de atividade (indústria de transformação, construção civil, comércio e serviços, administração pública, educação saúde e cultura, serviços domésticos) e agricultura é a base de comparação.
<i>Urbano</i>	Variável binária que toma valor unitário para área rural e valor nulo caso contrário.

Quadro 1. Descrição das Variáveis para o estado do Ceará.

Fonte: Elaboração dos autores.

Na tabela 1, são mostrados os resultados da decomposição dos indicadores, calculadas a partir dos valores que constam efetivamente nas PNADs no período estudado. Os fatores de decomposição são o SM real, mercado formal, considerando-se os trabalhadores que têm carteira de trabalho assinada e atributos pessoais.

Ademais, tem-se os valores dos indicadores de desigualdade estimados para as funções de densidade contrafactuais do ano de 2002. Primeiramente, 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 do ano de 2002, foram utilizados os atributos individuais de 2012 sobrepostos às distribuições contrafactuais anteriores (2002cfAtributo). Após a estimação de cada função densidade contrafactual, foram calculados os indicadores de desigualdade.

A quinta coluna da Tabela 1 foi construída com os 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 foram obtidos a partir da diferença entre o indicador de concentração dos rendimentos correspondente à função densidade contrafactual dos atributos individuais dos trabalhadores e o valor real de 2012.

Os valores do SM são obtidos a partir da 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 no ano de 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. Caso o valor dessa diferença seja negativo, significa que o efeito sobreposto das condições de formalização do mercado de trabalho é redistributivo.

Já na última linha, correspondente aos atributos, encontram-se 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 que valores negativos referem-se a efeitos concentradores dos fatores. Ou seja, caso se verifique que o resultado dessa diferença tem 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.

A Tabela 1 contém os indicadores de desigualdade estimados para trabalhadores do gênero masculino e feminino. No caso das pessoas do sexo feminino, o índice de Theil foi reduzido em 0,1383 entre 2002 e 2012. Desse total, 0,2494 pode ser atribuído ao SM; 0,0930 se deve ao grau de formalização e 0,0721, aos atributos.

Assim, na construção da função densidade hipotética, considerou-se os efeitos da elevação do valor real do SM, do grau de formalização 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. O resíduo da decomposição do indicador da desigualdade corresponde a -0,0351.

Focalizando a contribuição desses fatores para a variação total do índice de Theil, em termos relativos, pode-se observar que o SM, o grau de formalidade, os atributos e o resíduo contribuíram, respectivamente, com 180,4%, 67,26% e 52,14% dessa variação. Ou seja, ambos tiveram impactos desconcentradores. Esse exercício de decomposição feito para o índice de Gini revela resultados semelhantes aos encontrados na decomposição do índice de Theil.

Tabela 1. Resultados da decomposição de índices de distribuição de renda pelo método DFL para todos para todos os trabalhadores do gênero masculino ou feminino – 2002 e 2012

Ano	Índice	Fator	Mulheres			Homens		
			Valor	dif	%	valor	dif	%
2002	Theil		0,6245	0,1383		0,5569	0,1708	
2012	Theil	Resíduo	0,4862	-0,2762	- 199,79	0,3861	-0,1460	-85,46
2002cf	Theil	Salário	0,3751	0,2494	180,40	0,3083	0,2486	145,53

		mínimo						
2002cfFormal	Theil	Formal	0,2821	0,0930	67,26	0,2730	0,0353	20,65
2002cfAtributos	Theil	Atributos	0,2100	0,0721	52,14	0,2401	0,0329	19,28
2002	Gini		0,5163	0,0497	35,93	0,5146	0,0829	48,53
2012	Gini	Resíduo	0,4666	-0,1698	- 122,83	0,4317	-0,1020	-59,69
2002cfminimo	Gini	Salário mínimo	0,3965	0,1198	86,65	0,3719	0,1428	83,57
2002cfFormal	Gini	Formal	0,3450	0,0515	37,25	0,3550	0,0169	9,90
2002cfAtributos	Gini	Atributos	0,2968	0,0482	34,86	0,3298	0,0252	14,75

Fonte: Elaborado pelos autores.

O elevado valor relativo ao resíduo da decomposição se deve ao fato de que não foram utilizados fatores de variação na oferta e demanda do trabalho. Esses fatores, no trabalho de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), tiveram uma contribuição relativa da ordem de 30%, enquanto os resíduos assumiram um valor equivalente a tal contribuição. Cabe lembrar que os resíduos contemplam fatores desconhecidos, que certamente estão afetando a distribuição dos rendimentos, mas o seu valor elevado não invalida os valores relativos estimados para os três fatores considerados.

Por outro lado, os indicadores de desigualdade estimados para as mulheres sinalizam uma queda na dispersão dos rendimentos. O índice de Theil, por exemplo, variou de 0,56, em 2002, para 0,39, em 2012. As decomposições revelam também um impacto maior do SM para pessoas do gênero feminino.

A decomposição do índice de Gini calculado para homens revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do SM seja menos elevado, do grau de formalidade e os atributos maiores em termos absolutos, quando comparados com os resultados do índice de Theil.

Em relação ao teste K-S, este pode ser empregado para verificar se as verdadeiras distribuições de salários e suas contrafactuais são diferentes. O teste comprovou que as densidades originais foram alteradas por uma mudança no SM, o que reforça a importância do SM na redução da desigualdade, ou seja, o resultado do teste rejeitou ao nível de significância de 1% a hipótese de igualdade entre as densidades original de salário e sua contrafactual para o Estado do Ceará.

5.1 Análise gráfica para densidades

Os gráficos 2 e 3 apresentam as funções de densidade contrafactuais estimadas para os trabalhadores do sexo feminino e do sexo masculino do Estado do Ceará, respectivamente. Esses gráficos permitem visualizar o quanto as distribuições de renda se aproximaram após a reponderação. Neles têm-se as distribuições anteriores ao efeito do fator contribuição (não ajustado- em linha contínua) e a função densidade contrafactual atribuída ao fator (ajustado- em 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 e a linha vertical à esquerda compreende o valor correspondente ao ano de 2002. Já a linha vertical à direita compreende valores correspondentes ao ano de 2012.

No gráfico 2, observa-se um acentuado rebaixamento das ordenadas da função densidade contrafactual 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. Significa que teve impacto redutor sobre a concentração de frequências para os trabalhadores que ganham menos do que um SM de 2012, enquanto no caso dos trabalhadores cujos rendimentos ultrapassam o valor do SM, verifica-se uma elevação menos acentuada.

Dessa forma, nota-se que o SM em 2012 teve valor real mais elevado em relação ao patamar de 2002, bem como os atributos em 2012. Logo, na construção da função densidade hipotética, considera-se os efeitos da elevação do valor real do SM, grau de formalização 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.

No gráfico 3, observa-se mais uma vez uma queda nos indicadores de desigualdade dos rendimentos de 2002 para 2012. Nesse caso, em relação aos trabalhadores do sexo masculino, o SM tem um efeito desconcentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos.

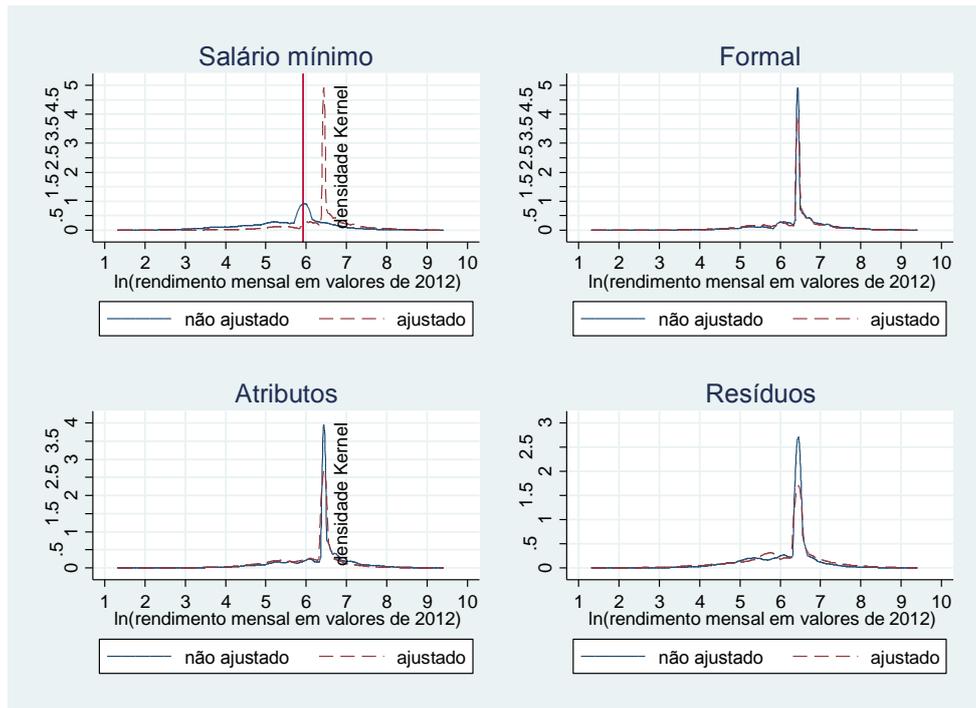


Gráfico 2. Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero Feminino- Estado do Ceará.

Fonte: Elaborado pelos autores.

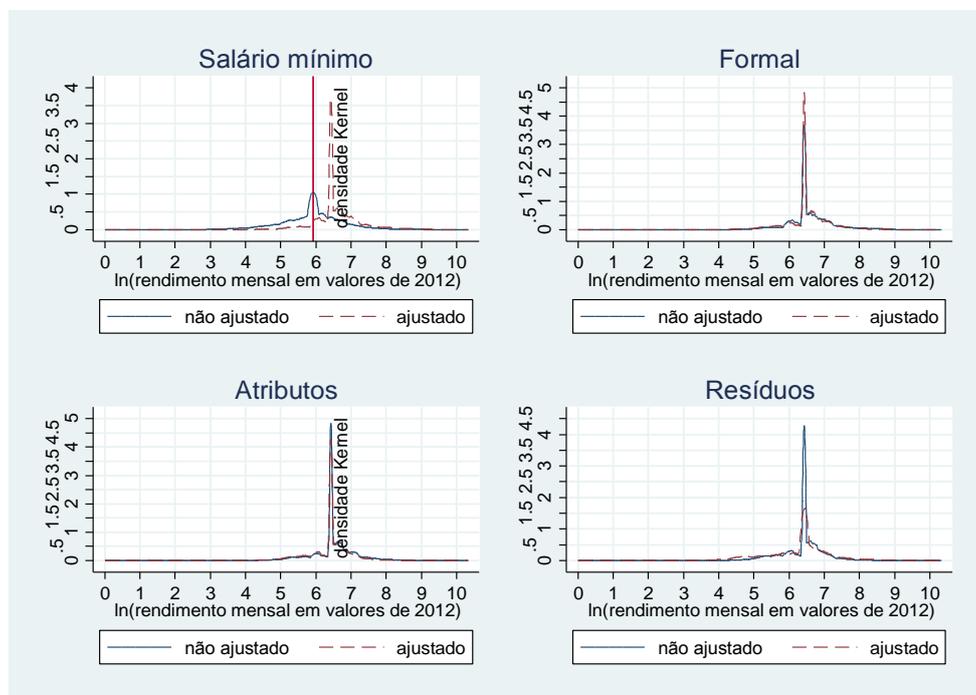


Gráfico 3. Funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero Masculino- Estado do Ceará.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os valores das diferenças de ordenadas das funções densidade são mostrados nos gráficos 4 e 5. Verifica-se que 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, nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam 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 se mostra mais intenso sobre a região de distribuição de rendimentos próxima ao valor do SM de 2012.

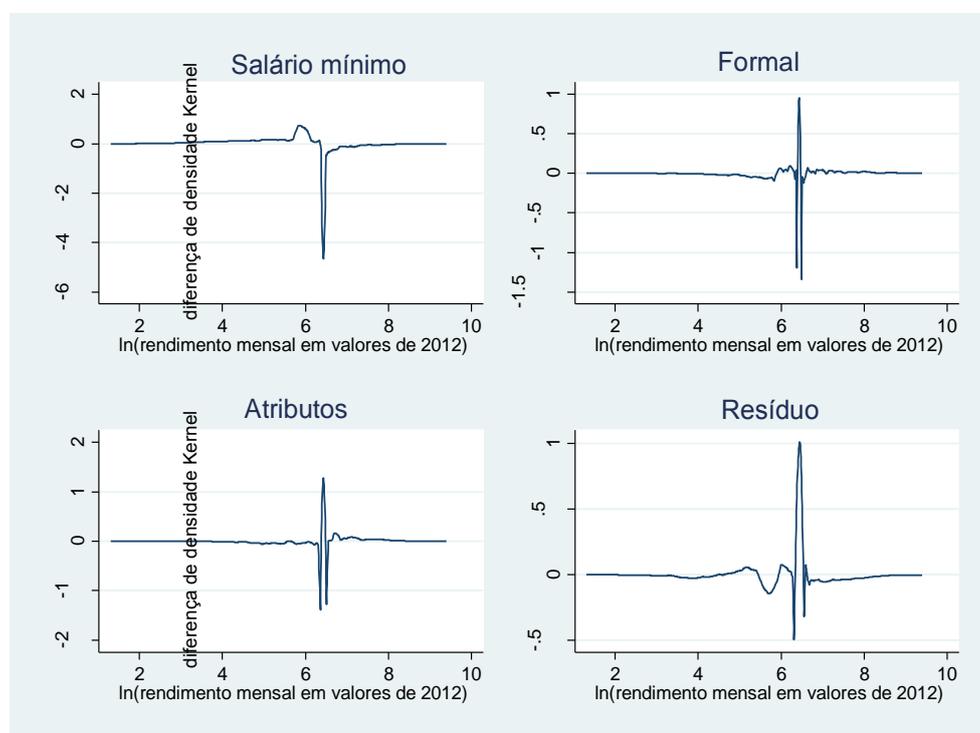


Gráfico 4. Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, do gênero Feminino – Estado do Ceará.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Da análise do gráfico 5, observa-se que os efeitos das mudanças dos atributos individuais concentram-se, 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. Nota-se que as diferenças entre as duas curvas são menos acentuadas e se revelam presentes em toda amplitude

dos rendimentos, mas com maior ênfase no ponto modal correspondente ao valor do SM real de 2012.

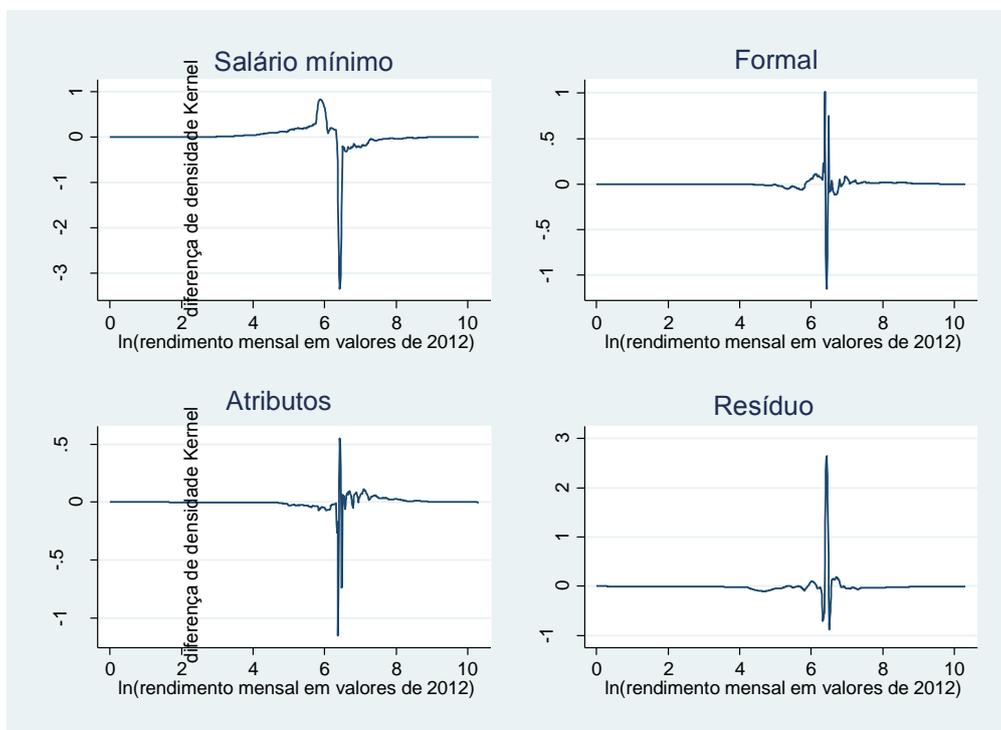


Gráfico 5. Diferenças para funções densidade Kernel para decomposição DFL: densidades 2002, contrafactual ajustada pelo SM, formal, atributos e resíduos, trabalhadores do gênero masculino – Estado do Ceará.

Fonte: Elaborado pelos autores.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foi aplicada a metodologia de simulação, adaptada do estudo de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), para as diferentes categorias de empregados do gênero masculino e feminino do Estado do Ceará, tanto para a decomposição do índice de Theil como para a decomposição do índice de Gini. A decomposição do índice de Theil para os trabalhadores do sexo feminino revelou que a maior contribuição relativa correspondeu ao SM que, assim como o grau de formalização e os atributos pessoais, tiveram impactos desconcentradores sobre os rendimentos. Idêntico exercício de decomposição, repetido para o índice de Gini, revelou resultados semelhantes.

No caso da decomposição do índice de Theil para os trabalhadores de gênero masculino, o SM tem um efeito desconcentrador dos rendimentos do trabalho, como também o grau de formalidade e os atributos promovem uma redução na desigualdade de renda. A decomposição do índice de Gini calculado também revelou o mesmo impacto dos fatores, embora o efeito do SM seja mais elevado e o do grau de formalidade menor, em termos absolutos. Enfim, as decomposições revelaram que o SM, o grau de formalização e os atributos pessoais tiveram impactos desconcentradores para trabalhadores de ambos os sexos. Todavia, o efeito desconcentrador do SM para as mulheres é mais intenso na amostra.

Em suma, as simulações confirmam a importância do SM para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho, no período 2002 a 2012, para os trabalhadores do Estado do Ceará. Dessa forma, pode-se inferir que a política de elevação gradual do SM real estabelecida no período de 2002 a 2012, não coincidiu com uma elevação do desemprego e, simultaneamente, permitiu uma redução na dispersão dos rendimentos do trabalho.

As simulações confirmaram a importância do SM, assim como o grau de formalização e os atributos individuais para a desconcentração dos rendimentos no mercado de trabalho cearense no período 2002 a 2012. Logo, promover políticas públicas com foco nessas variáveis casuais tem efeito importante para redução da desigualdade de renda, tanto para as mulheres como para os homens.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P. et al. *Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2010. (Texto para Discussão, 1460).

BLINDER, Alan S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, 1973, p. 436–455.

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

CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A Influência da Raça e do Gênero nas Oportunidades de Obtenção de Renda – Uma Análise da Discriminação em Mercados de Trabalho Distintos: Bahia e São Paulo. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 35, n. 4, out-dez. 2005, p.767– 795.

CAMBOTA, Jaqueline Nogueira. *Discriminação Salarial por Raça e Gênero no Mercado de Trabalho das Regiões Nordeste e Sudeste: Uma Aplicação de Simulações Contrafactuais e Regressão Quantílica*. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 55f. , 2005.

DEDECCA, Claudio Salvadori. A redução da desigualdade no Brasil: uma estratégia complexa. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. V. 1.

DIEESE: *Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos: Rotatividade e políticas públicas para o mercado de trabalho / Departamento Intersindical de Estatística Estudos Socioeconômicos*.140 p., São Paulo, 2014.

DINARDO, J; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, v. 64, n. 5, Sept. 1996, p. 1001–1044.

DUARTE, A.; FERREIRA, P.; SALVATO, M. Disparidades Regionais ou Educacionais? Um Exercício Contrafactual, *Ensaio Econômicos da EPGE*, 532. 2003.

FAJNZYLBBER, P. *Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence form Brazil's formal and informal sectors*. UFMG: Cedeplar, June 28, 2001 (Texto para Discussão, n. 151).

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, v. 2, 2006, p. 499–506.

HOFFMANN, Rodolfo. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, 1998, p. 299–315.

_____. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 1 (35), abr. 2009., p. 213–231.

LAM, David. *Generating Extreme Inequality: Schooling, Earnings, and Intergenerational Transmission of Human Capital in South Africa and Brazil*. University of Michigan, processed. 1999.

LEMIEUX, Thomas. Decomposing Changes in Wage Distributions: A Unified Approach, *The Canadian Journal of Economics*, n. 35, 2002, p. 646–688.

MACEDO, R. B.; GARCIA, M. E. Salário mínimo e taxa de salário no Brasil: comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 3, n. 10, 1978. p. 1013–1044.

MACHADO, J. A. F.; MATA, J.. "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics* 20(4), p. 445–65. Março de 2005.

MENEZES FILHO, Naercio Aquino. Qualidade de educação. *Sociedade e Economia: estratégias de crescimento e desenvolvimento*. (Org. João Sicsú e Armando Castelar). Cap.20, Brasília, 2009, p. 201.

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* (Rio de Janeiro), v. 40, 2010, p. 4.

NEUMARK, D.; SCHWEITZER, M.; WASCHER, W. The effects of minimum wages throughout the wage distribution. Feb. 2000, *NBER Working Paper*, n. 7.519.

OAXACA, Ronald. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, v. 14, n. 3, out. 1973, p. 693-709.

PARZEN, Emanuel. On Estimation of a Probability Density Function and Mode. In: *The Annals of Mathematical Statistics*, v. 3, n. 3, p.1065-1076, set. 1962.

PINHO NETO, V. R.; MIRO, V. H. *Produção e Reprodução de Desigualdades no Mercado de Trabalho Cearense: uma Análise de Decomposição para o Período 2001-2008*. Fortaleza, texto para discussão n. 99, IPECE, nov. 2011.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de renda no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, Ricardo (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, Cap. 6, 2000, p.159-176.

ROSENBLATT, Murray. Remarks on Some Nonparametric Estimates of a Density Function. In: *The Annals of Mathematical Statistics*, v. 27, n. 3, set. 1956, p. 832-837.

SOARES, Sergei Suarez Dillon. *O Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho - Homens Negros, Mulheres Brancas e Mulheres Negras*. Brasília: IPEA, nov., 2000. (Texto para Discussão, 769).

SOUZA, P. F. L. de; SALVATO, M. A.; FRANÇA, J. M. de. Ser Mulher e Negro no Brasil ainda leva a menores salários? Uma Análise de Discriminação para Brasil e Regiões: 2001 e 2011. In: 41º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA/ANPEC-2013, Fortaleza, CE. *Anais...* Fortaleza: ANPEC, 2013, p.1-20.

Submetido em 22/09/2014.

Aprovado em 20/10/2015.

Sobre os autores

Joyciane Coelho Vasconcelos

Doutoranda em Desenvolvimento e Meio Ambiente – Universidade Federal do Ceará – UFC.

Endereço: Av. Mister Hull, Pici. 60440970 – Fortaleza, CE, Brasil.

E-mail: joyciane.c.v@gmail.com

Jair Andrade de Araujo

Prof. Dr. Adjunto do Curso de Mestrado em Economia Rural – MAER/Campus do Pici/Universidade Federal do Ceará – UFC. Fortaleza/Ceará.

Endereço: Av. Mister Hull, Pici. 60440970 – Fortaleza, CE, Brasil.

E-mail: jaraujoce@gmail.com