

SALÁRIO MÍNIMO E DESIGUALDADE SALARIAL: UM ESTUDO COM DENSIDADES CONTRAFCTUAIS NAS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS¹

Bruno Kawaoka Komatsu²

Naercio Aquino Menezes Filho³

Nos anos 2000 o mercado de trabalho brasileiro apresentou diversas transformações, em paralelo ao acelerado crescimento real do salário mínimo (SM) e à ampliação do setor formal. Assim, o objetivo deste artigo é avaliar o peso desses dois fatores, das mudanças nas condições de oferta e de demanda e das características da força de trabalho sobre a distribuição salarial entre 2004 e 2014. Os resultados obtidos indicam que o SM contribuiu para reduzir a dispersão salarial, especialmente entre as mulheres e no estrato mais baixo da distribuição. Entre aqueles com maior renda, o principal fator para reduzir tal dispersão foram as condições de oferta e de demanda.

Palavras-chave: salário mínimo; desigualdade salarial; estimação de densidades Kernel.

JEL: C01; J31; L38.

1 INTRODUÇÃO

Em anos recentes, o mercado de trabalho no Brasil tem apresentado tendências de mudança de algumas de suas características em uma conjugação muito diferente de décadas anteriores e bastante interessante do ponto de vista da literatura econômica. Em adição ao crescimento real sistemático do salário mínimo (SM) verificado desde a estabilização da moeda, em 1994, o mercado de trabalho apresenta redução da desigualdade de renda e de salários, aliada ao aumento da proporção de ocupados no setor formal da economia a partir de meados de 2004. Os gráficos 1 e 2 mostram que entre o segundo trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2014 o SM teve crescimento real de 70%, enquanto o índice de Gini dos rendimentos do trabalho recuou cerca de 15%. Além disso, a abrangência do setor formal aumentou cerca de 10 pontos percentuais (p.p.) no mesmo período, chegando a 63% no final de 2013.

1. Os autores agradecem ao apoio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp) e da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes).

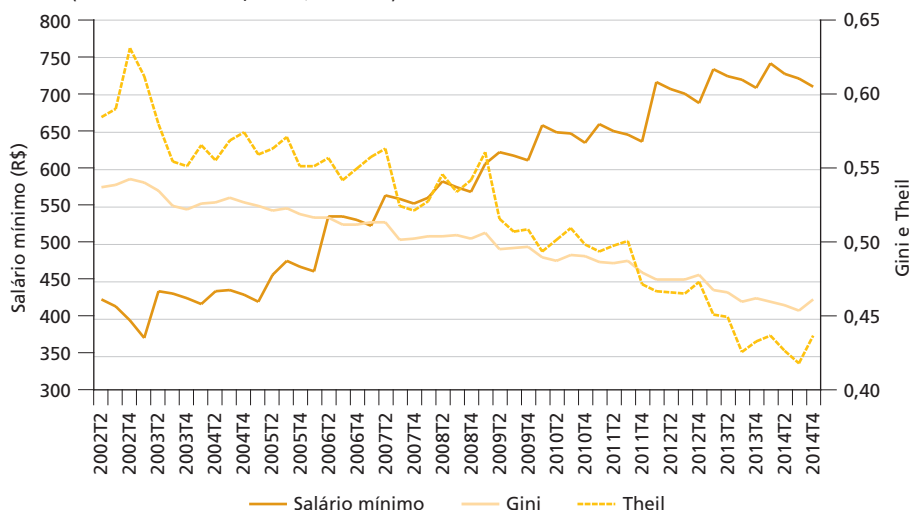
2. Assessor de pesquisa no Centro de Políticas Públicas do Insper (CPP/Insper) e Mestre em Economia pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP). *E-mail:* <brunokk@insper.edu.br>.

3. Coordenador do Centro de Políticas Públicas do Insper (CPP/Insper) e professor-associado na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP). *E-mail:* <naercioamf@insper.edu.br>.

GRÁFICO 1

Brasil: SM real

(Médias trimestrais, em R\$ de 2014)



Fonte: IBGE.

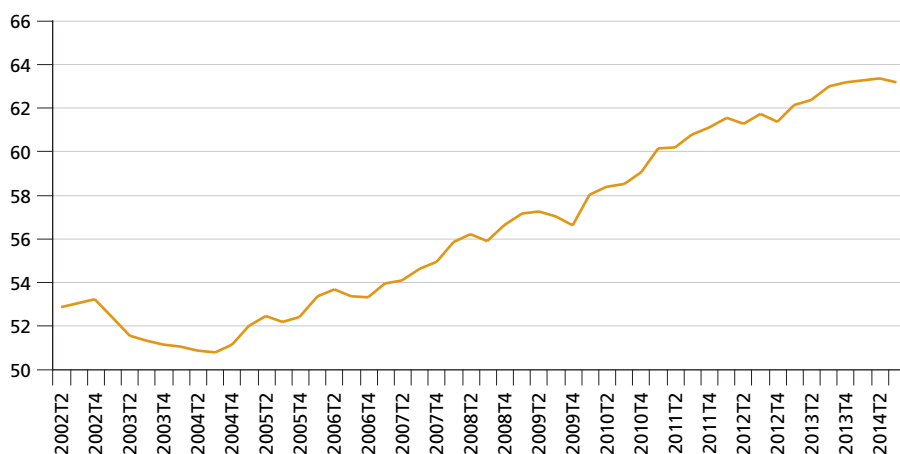
Elaboração dos autores.

Obs.: Valores ajustados a partir do IPCA/IBGE.

GRÁFICO 2

Brasil metropolitano: proporção de empregados formais entre ocupados

(Médias trimestrais, em %)



Fonte: IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: Considerou-se como formais os empregados com carteira de trabalho assinada e os funcionários públicos e militares.

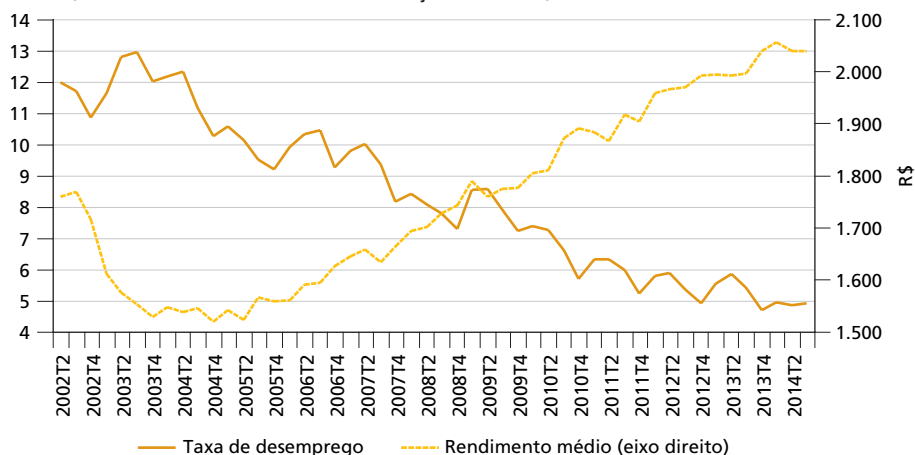
No mercado de trabalho, de forma mais geral, observou-se, no mesmo período, uma intensa redução da taxa de desemprego: de 12%, no segundo trimestre de 2002,

para 5%, no terceiro trimestre de 2014 (gráfico 3). Esse movimento foi associado ao crescimento de 17% do salário médio, o que sugere que a demanda por trabalho aumentou na última década.

GRÁFICO 3

Brasil metropolitano: taxa de desemprego e salário médio

(Médias trimestrais, em % e em R\$ de julho de 2014)



Fonte: IBGE.

Elaboração dos Autores.

Obs.: Valores ajustados a partir do IPCA/IBGE para preços de julho de 2014.

A literatura empírica sobre o SM organiza-se em torno de dois eixos temáticos, a saber: *i)* os efeitos da variação do SM sobre o emprego; e *ii)* o impacto daquele sobre os salários (Ulyssea e Foguel, 2006). Neste artigo temos como objetivo contribuir para o debate nesse segundo conjunto de estudos, tendo em vista o acelerado crescimento real do SM nos últimos anos.

Atualizando o trabalho de Menezes-Filho e Rodrigues (2009), utilizamos a metodologia de densidades contrafactuais desenvolvida por Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) com algumas adaptações para os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) entre 2004 e 2014. Objetiva-se avaliar os efeitos de cinco fatores sobre a dispersão salarial: o crescimento do SM; a expansão da formalização; as mudanças da composição da população quanto a suas características pessoais; as transformações das condições de oferta e de demanda; e os fatores residuais. A principal vantagem desse método é permitir uma representação visual clara dos impactos dos fatores selecionados, de modo que é possível identificar pontos da distribuição salarial mais sujeitos à influência individual de cada fator.

Temos duas contribuições principais neste trabalho em relação aos trabalhos anteriores. Uma delas é a realização dessa avaliação no período mais recente, nas regiões economicamente mais dinâmicas do país. A outra é a consideração das transformações das condições de oferta e de demanda do mercado de trabalho, como o fazem Dinardo, Fortin e Lemieux (1996), que parece ter grande importância no contexto de crescimento econômico puxado pelo aumento do consumo e pela redução do desemprego. É importante notar que essas mudanças podem ter sido responsáveis pelo crescimento do nível salarial, em média, além das considerações de atributos pessoais, como a escolaridade da força de trabalho.

Além dessa introdução, esse trabalho se estrutura da seguinte forma. A segunda seção traz uma breve revisão da literatura. Na terceira seção, descreveremos a metodologia e, na quarta seção, os dados utilizados. Os resultados das decomposições são expostos na quinta seção, na qual realizamos decomposições entre 2004 e 2014 para o total dos ocupados, e com desagregações por sexo e por Região Metropolitana. Realizamos também uma decomposição para o período mais recente, entre 2010 e 2014. A seção 6, por fim, traz algumas conclusões.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Há, na literatura empírica, relativa convergência de resultados com relação ao problema da distribuição de salários para os anos 1980 e 1990, indicando que o aumento do SM achata a distribuição dos salários na cauda inferior, reduzindo a desigualdade salarial entre aqueles que permanecem ocupados (Ulyssea e Foguel, 2006; Menezes-Filho e Rodrigues, 2009). Esses resultados são também válidos para a desagregação do mercado de trabalho nos setores formal e informal.

Fajnzylber (2001) verifica os efeitos diferenciados ao longo da distribuição de salários de forma desagregada para trabalhadores formais e informais, utilizando a PME para o período 1982-1997. O autor estimou a variação percentual do salário mensal real devida à variação percentual do SM real, deixando livre a diferenciação desses efeitos em relação aos diferentes pontos da distribuição de salários. Os resultados obtidos com essa metodologia indicam efeitos positivos do aumento do SM sobre toda a distribuição de salários, em especial nas faixas salariais mais baixas e próximas ao valor do SM. Lemos (2009) apresenta resultados convergentes para os setores formal e informal da economia utilizando dados da PME para o período 1982-2004.

Menezes-Filho e Rodriguez (2009) utilizam a metodologia de densidades contrafactuais que é seguida neste artigo para verificar os impactos do SM sobre a distribuição do salário real sem impor, *a priori*, uma relação funcional entre as variáveis, utilizando a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE. A abordagem decompõe as diferenças das distribuições salariais dos

períodos 1981-1988 e 1988-1999 em relação a cinco fatores, quais sejam: *i*) variações do SM real; *ii*) grau de sindicalização; *iii*) nível de escolaridade dos trabalhadores; *iv*) distribuição de características individuais (exceto a escolaridade e o grau de sindicalização); e *v*) mudanças residuais. Os autores encontraram medidas positivas da variação da desigualdade nos períodos analisados para as distribuições contrafactuais associadas ao SM (que decresce em ambos os períodos), com o efeito composição da variação negativa do SM sobre a distribuição salarial agindo para aumentar a desigualdade. Em outras palavras, a redução do SM está associada ao aumento da desigualdade salarial. Esse efeito é maior para os trabalhadores do setor formal, enquanto os resultados para o setor informal são pouco robustos.

Além desses estudos para os anos 1980 e 1990, há novos trabalhos sobre os anos 2000 que trazem conclusões semelhantes. Firpo e Reis (2006) fazem uma avaliação do SM sobre as mudanças da distribuição entre 2001 e 2005 com dados da Pnad, por meio da decomposição, em fatores relacionados à contribuição do SM, sobre a desigualdade em cada um daqueles anos e a variação devida à mudança do salário competitivo de mercado. Seus resultados mostram que o SM apresentou impactos positivos na redução observada da desigualdade medida pelos índices de Gini, T de Theil e L de Theil da ordem de 36%, 30% e 60%, respectivamente. Os autores, além disso, concluem que o aumento do SM nos anos seguintes deveria ter efeitos menores, uma vez que, em uma economia com a inflação controlada, ele tenderia a perder importância como elemento indexador.

Neder e Ribeiro (2010) realizam um exercício com dados da Pnad de 2002 e 2008 utilizando a mesma metodologia que iremos implementar neste artigo. Os autores utilizam os recortes espaciais para o Brasil como um todo e para as regiões Nordeste e Sul de forma separada, com o objetivo de comparar os efeitos do SM em regiões com diferenças de concentração de renda e de trabalhadores que recebem SM (maiores no Nordeste). Eles concluem que a valorização do SM possui efeitos de desconcentração dos rendimentos salariais nas três regiões, em especial para as mulheres.

Brito, Machado e Kerstenetzky (2013) utilizam a metodologia de decomposição de Firpo, Fortin e Lemieux (2009) para avaliar o papel do SM sobre a distribuição dos salários e dos rendimentos de aposentadorias e de pensões pagas pelo governo federal, que possuem como piso o valor do SM nacional. Seus resultados indicam que entre 2001 e 2011 o percentual de pessoas recebendo exatamente o SM teve impacto no sentido de reduzir o índice de Gini dos rendimentos salariais, de cerca de 6%. Como argumentam os autores, esse valor é relevante, uma vez que cerca de 10% dos trabalhadores recebem exatamente o SM, assim como não foram considerados os efeitos de *spillover*. Além disso, os mesmos autores encontram efeito composição importante do aumento

da escolaridade no sentido de desconcentrar a renda, e efeito composição da formalização no sentido de concentrar a renda.

Este estudo justifica-se pelos motivos a seguir descritos. Entre janeiro de 2010 e o mesmo mês de 2014, o SM nacional ainda apresentou um aumento real relevante, de 12,5% – 2,2% ao ano (a.a.) –, porém abaixo da média dos anos anteriores – 4,3% a.a., a partir de 2002 –, ao mesmo tempo em que as demais tendências do mercado de trabalho apresentadas na seção introdutória não tiveram alterações importantes. Com essa atualização das estimativas para os dados atuais, procurou-se cobrir o final do período de crescimento acelerado do piso salarial nacional e o início de um período de crescimento mais lento.

A utilização da PME permite que este artigo se concentre sobre os efeitos do aumento do SM nas regiões urbanas mais dinâmicas, representadas pelas RMs. Além disso, procurou-se implementar a decomposição pelo fator de variação das condições de oferta e de demanda, que foi utilizado no trabalho de Dinardo, Fortin e Lemieux (1996), porém não foi considerado por Neder e Ribeiro (2010).

3 METODOLOGIA

Nesta seção será descrita, resumidamente, a metodologia de decomposição das diferenças entre densidades salariais proposta por Dinardo, Fortin e Lemieux (1996),⁴ que estendem a metodologia de decomposição de Oaxaca (1973), de modo a considerar os efeitos dos fatores ao longo de toda a distribuição salarial.

Em linhas gerais, a decomposição consiste em estimar, sequencialmente, as densidades salariais contrafactuais que teriam sido observadas em 2004, caso o fator de decomposição considerado fosse levado aos níveis de 2014. Para as características individuais, essas estimações são realizadas de forma simples, com funções de ponderação que ajustam a composição dos fatores considerados para ser compatível com aquela de 2014, mantendo a estrutura de preços de 2004.

Sejam w o logaritmo natural do salário real, z um vetor de características individuais (que contém os atributos pessoais e a condição de formalização) e m_t o SM recebido no instante t , a densidade observada no instante t será dada por:

$$f_t(w) = \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = t; m_t) dF(z | t_z = t) \equiv f(w; t_w = t, t_z = t, m_t). \quad (1)$$

4. Para mais detalhes, ver também Neder e Ribeiro (2010).

A densidade contrafactual que teria sido observada em 2004 caso as características individuais fossem aquelas de 2014, é dada por:

$$f(w; t_w = 04, t_z = 14; m_{04}) = \int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = 04; m_{04}) dF(z | t_z = 14). \quad (2)$$

Sob a hipótese de que a estrutura salarial de 2004 independe da distribuição de características individuais Z , é possível reescrever a densidade contrafactual como:

$$\int_{z \in \Omega_z} f(w | z, t_w = 04; m_{04}) dF(z | t_z = 14) = \int_{z \in \Omega_z} \psi_z(z) f(w | z, t_w = 04; m_{04}) dF(z | t_z = 04), \quad (3)$$

em que $\psi_z(z) \equiv \frac{dF(z|t_z=14)}{dF(z|t_z=04)}$ é uma função de ponderação.

Esse procedimento foi realizado de forma separada para as características pessoais x e para a condição de formalização na ocupação u . A decomposição da diferença entre as densidades de 2004 e 2014 pode ser expressa da seguinte forma:

$$\begin{aligned} f_{04}(w) - f_{14}(w) &= f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 04, t_x = 04, m_{04}) \\ &\quad - f(w; t_w = 14, t_{u|x} = 14, t_x = 14, m_{14}) \\ &= [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 04, t_x = 04, m_{04}) \\ &\quad - f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 04, t_x = 04, m_{14})] \\ &\quad + [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 04, t_x = 04, m_{14}) \\ &\quad - f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 14, t_x = 04, m_{14})] \\ &\quad + [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 14, t_x = 04, m_{14}) \\ &\quad - f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 14, t_x = 14, m_{14})] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 14, t_x = 14, m_{14}, d_{04}, n_{04}) \\
& \quad - f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 14, t_x = 14, m_{14}, d_{14}, n_{14})] \\
& + [f(w; t_w = 04, t_{u|x} = 14, t_x = 14, m_{14}, d_{14}, n_{14}) - f(w; t_w = \\
& \quad 14, t_{u|x} = 14, t_x = 14, m_{14}, d_{14}, n_{14})],
\end{aligned} \tag{4}$$

em que d_t e n_t são, respectivamente, os termos relativos às condições de demanda e de oferta em t , e por simplicidade de notação foram omitidos nos termos não diretamente relacionados às densidades contrafactuais correspondentes a esses fatores. Cada um dos termos à direita da segunda igualdade expressam os efeitos associados a cada um dos fatores.

Nas subseções seguintes será detalhada a decomposição da variação das densidades pelo do crescimento do SM e pelas transformações nas condições de oferta e de demanda.

3.1 Salário mínimo

Para medirmos os efeitos do SM sobre a distribuição salarial, utilizamos as mesmas hipóteses adotadas por Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) sobre os efeitos do SM sobre as densidades, descritas a seguir.

H1: o SM não possui efeitos de *spillover* sobre a distribuição de salários acima do SM, sejam m_0 e m_1 dois valores do SM referentes aos instantes t_0 e t_1 , tal que $m_0 \leq m_1$. Sob essa hipótese, as densidades condicionais dos salários $f(w | z, t_w; m_0)$ e $f(w | z, t_w; m_1)$ são tais que:

$$\begin{aligned}
& [1 - I(w \leq m_1)]f(w | z, t_w; m_0) = \\
& [1 - I(w \leq m_1)]f(w | z, t_w; m_1).
\end{aligned} \tag{5}$$

H2: a forma da densidade condicional do salário real abaixo do SM depende somente do valor real do SM. Formalmente, a forma da densidade condicional $f(w | z, t_0; m_1)$ que prevaleceria em t_0 se m_0 fosse elevado ao nível de m_1 é proporcional à forma da densidade $f(w | z, t_1; m_1)$ para os salários iguais ou abaixo de m_1 .

H3: o SM não tem efeitos sobre as probabilidades de emprego.

Note que efeitos de *spillover* do aumento do SM sobre a massa de salários pouco acima daquele piso salarial deixariam os salários ainda abaixo da média da distribuição, e fariam com que a desigualdade geral da distribuição diminuísse. Por conta disso, a utilização da hipótese H1 faz com que estejamos subestimando o efeito do aumento

do SM sobre a igualdade salarial. A hipótese H2 justifica-se, uma vez que fora do setor formal da economia não existe uma regra para a adoção do SM, embora no Brasil o aumento deste também exerça efeitos sobre os salários praticados no setor informal (Fajnzylber, 2001; Lemos, 2009). Com esse procedimento, é possível observar os efeitos do SM de forma independente das características pessoais.

A produção da literatura econômica sobre os efeitos do SM sobre o emprego (um dos eixos temáticos do debate destacados na introdução), ao contrário dos efeitos sobre os salários, constitui um dos tópicos mais polêmicos sobre o tema. Apesar das discordâncias sobre o sentido do impacto, a reduzida magnitude desses efeitos constitui um fato estilizado (Ulyssea e Foguel, 2006). Desta forma, a hipótese H3 pode ser entendida como uma aproximação e não parece estar longe da realidade.

Sob as hipóteses H1, H2 e H3 e sob a hipótese adicional de que a estrutura salarial de 2014 independe da distribuição das características pessoais Z , é possível escrever a densidade marginal contrafactual como:

$$\begin{aligned} f(w; t_w = 04, t_z = 04, m_{14}) = \\ \int I(w \leq m_{14}) \psi(z, m_{14}) f(w | z, t_w = 14; m_{14}) dF(z | t_z = 14) + \quad (6) \\ [1 - I(w \leq m_{14})] f(w | z, t_w = 04; m_{04}) dF(z | t_z = 04), \end{aligned}$$

$$\text{em que } \psi(z, m_{11}) = \frac{P(t_w = 04 | z, w \leq m_{14}) P(t_z = 14)}{P(t_w = 14 | z, w \leq m_{14}) P(t_z = 04)}.$$

As probabilidades condicionais do primeiro termo da função de ponderação podem ser estimadas por modelos *probit*, e as probabilidades do segundo termo podem ser estimadas pelas proporções de observações da amostra empilhada, ponderada pelos pesos amostrais.

3.2 Oferta e demanda

Para a avaliação dos efeitos das mudanças nas condições de oferta e de demanda seguiu-se o modelo de Bound e Johnson (1992) com pequenas adaptações, também utilizado por Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) e descrito detalhadamente por Dinardo, Fortin e Lemieux (1994). Na decomposição que será realizada neste estudo, esse fator corresponde ao ajuste da estrutura de preços para alguns tipos de trabalho, relacionado às mudanças nas condições de oferta e de demanda. Em outras palavras, ele representa a densidade contrafactual que teria sido observada em 2004 se o componente da estrutura de preços devido à concorrência do mercado de trabalho (não relacionado a idiosincrasias individuais ou a prêmios setoriais específicos) e relacionada a certos tipos de trabalho (definidos por idade, sexo e escolaridade) tivesse sido aquele de 2014.

Considerando que existem J grupos demográficos definidos por sexo, experiência potencial e escolaridade e I setores de atividade na economia, Bound e Johnson (1992) argumentam que a média geométrica dos salários de cada grupo demográfico j , $j \in \{1, \dots, J\}$ seria composta por um termo relativo ao salário competitivo (que seria idêntico em todos os setores de atividade i da economia, $i \in \{1, \dots, I\}$) e uma soma de termos que expressam fatores particulares de cada grupo j nos diferentes setores i .

O modelo desses autores para cada grupo demográfico j , tal como adotado por Dinardo, Fortin e Lemieux (1996), é descrito por:

$$\Delta w_j = \frac{1}{\sigma} \Delta \ln(D_j) - \frac{1}{\sigma} \Delta \ln(N_j) + \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \Delta \ln(b_j), \quad (7)$$

em que Δw_j é a variação do salário competitivo; $\Delta \ln(N_j)$ denota a mudança na oferta de um dado tipo de trabalho; $\Delta \ln(D_j)$ representa a mudança na demanda por um dado tipo de trabalho; e $\Delta \ln(b_j)$ é um choque tecnológico que, no modelo, é o erro residual.

O objetivo neste artigo é estimar as variações das médias devidas somente às variações relacionadas à oferta e à demanda (os termos $\Delta \hat{w}_j$). O primeiro passo seria o de se obter uma medida de mudança na média do *log* do salário para cada grupo j , líquida de mudanças nas características individuais ou nos prêmios particulares aos setores (os termos Δw_j). Para isso, a amostra foi dividida em 24 grupos demográficos definidos por sexo, idade e escolaridade.⁵ Seja $z \equiv (z_1, z_2)$, z_1 denota o *status* do setor e da formalização e z_2 é o vetor das demais características.⁶ Procurou-se isolar a variação do salário competitivo por meio da regressão dos *logs* dos salários em z_1 e z_2 nas variáveis *dummy* para os 24 grupos e em todas as interações de z_1 e z_2 com sexo na amostra, sem aqueles que recebem o SM. Para cada grupo j , computou-se o valor predito para uma pessoa representativa cujo vetor z_2 é igual à média do grupo de um período ($\bar{z}_{2j}$) e cujo vetor z_1 é igual à média da amostra inteira de um período ($\bar{z}_1$).

A variação da média corrigida será então:

$$\Delta w_j = \hat{w}_{14}(\bar{z}_1, \bar{z}_{2j}) - \hat{w}_{04}(\bar{z}_1, \bar{z}_{2j}), \quad (8)$$

em que $\hat{w}_t(\bar{z}_1, \bar{z}_{2j})$ é o valor predito da célula j para a regressão no período $t \in \{04, 14\}$.

5. Utilizou-se duas categorias de sexo, quatro categorias de idade (18 a 29 anos, 30 a 39 anos, 40 a 49 anos e 50 anos ou mais) e três categorias de escolaridade (até 7 anos, de 8 a 10 anos e 11 anos ou mais).

6. Considerou-se o tipo de ocupação, o estado civil, a RM, a posição na família, a posição na ocupação, a raça/cor e as interações entre idade e escolaridade.

O termo relativo à oferta de trabalho será definido como $\Delta \ln(N_j) = \ln(N_{j14}) - \ln(N_{j04})$, em que N_{jt} é o número de pessoas no grupo j no tempo t e pode ser calculado de forma direta.

O termo relativo à demanda é estimado por meio de equações próprias, cuja derivação é bastante intrincada e a apresentaremos no apêndice A deste artigo (equações A.12 e A.14). Estimamos a equação em primeiras diferenças para eliminar efeitos fixos específicos aos grupos, considerando também um termo constante. Como Dinardo Fortin e Lemieux (1996), não restringimos os coeficientes de D_j e N_j para serem iguais, como prevê a teoria. Dois vetores sintetizam as condições de oferta e de demanda: $d_t = (\ln D_{1,t}, \dots, \ln D_{24,t})$ e $n_t = (\ln N_{1,t}, \dots, \ln N_{24,t})$. Desta forma, a densidade condicional contrafactual que teria ocorrido caso as condições de oferta e de demanda de 2004 fossem aquelas de 2014 é dada por:⁷

$$f(w \mid z, t_w = 04; m_{04}, d_{14}, n_{14}) = f(w + \Delta \hat{w}_j \mid z, t_w = 04; m_{04}, d_{04}, n_{04}). \quad (9)$$

O efeito total dessas variações sobre a densidade salarial será, então, dado por:

$$f(w; t_w = 04; m_{04}, d_{14}, n_{14}) = \int f(w + \Delta \hat{w}_j \mid z, t_w = 04; m_{04}, d_{04}, n_{04}) dF(z \mid t_z = 04). \quad (10)$$

3.3 Estimação das densidades salariais

Na estimação das densidades utilizamos o estimador Kernel adaptativo proposto por Abramson (1982), que permite a variação da *bandwidth* de acordo com a região da distribuição da amostra. A vantagem deste estimador é que ele minimiza o problema da utilização de *bandwidths* fixas, que podem suavizar demais regiões com altas concentrações de observações e deixar de suavizar áreas com baixas concentrações.

Seja $w_1, w_2, \dots, w_n$ uma amostra da variável w com pesos $a_1, \dots, a_n$, o estimador da densidade de w é definido como:

$$\widehat{f}_K(w; h) = \frac{1}{A} \sum_{i=1}^n \frac{a_i}{h \lambda_i} K\left(\frac{w - w_i}{h \lambda_i}\right), \quad (11)$$

7. No trabalho de Dinardo, Fortin e Lemieux (1996), a variação é subtraída do *log* do salário. Novamente devido à inversão dos anos inicial e final nas densidades contrafactuais, a variação entre 2004 e 2014 relativa às mudanças nas condições de oferta e de demanda deve ser somada ao *log* salário de 2004 para que este apresente as condições de mercado de 2014.

em que $A = \sum_{i=1}^n a_i$; $K(\cdot)$ é a função Kernel; h é um parâmetro de suavização ou *bandwidth*; e λ_i é o fator local. Este último depende de um primeiro estágio em que se estima a densidade $\widehat{f}_K(w; h)$. Ele é definido como:

$$\widehat{\lambda}_i = \sqrt{\frac{G(\widehat{f}_K(w; h))}{\widehat{f}_K(w_i; h)}}, \quad i = 1, \dots, n, \quad (12)$$

em que $G(\cdot)$ é a média geométrica calculada em i .

A estimação do primeiro estágio é feita por meio de um estimador Kernel de *bandwidth* fixa e depende da escolha desse parâmetro. Utilizamos o estimador de *bandwidth* ótimo de Silverman e todas as estimações foram feitas com a função Kernel gaussiana. Os pesos a_i foram compostos pelos pesos amostrais multiplicados pelas funções de ponderação.

Na prática, na decomposição aplicou-se as funções de ponderação segundo o esquema constante no quadro 1.

QUADRO 1
Pesos utilizados nas estimações das densidades

Ordem direta		SM	Formalização	Características pessoais	Oferta-demanda
$f(w; t_w; t_{u x}, t_x, m_t)$		$t_{u x} = 04; t_x = 04, m_{14}, d_{04}, n_{04}$	$t_{u x} = 14; t_x = 04, m_{14}, d_{04}, n_{04}$	$t_{u x} = 14; t_x = 14, m_{14}, d_{04}, n_{04}$	$t_{u x} = 14; t_x = 14, m_{14}, d_{14}, n_{14}$
Ano	Amostra				
2014	$w \leq m_{14}$	ψ	$\psi\psi_{u x}$	$\psi\psi_{u x}\psi_x$	$\psi'\psi_{u x}\psi_x$
	$w \leq m_{14}$	0	0	0	-
	$w > m_{14}$	1	$\psi_{u x}$	$\psi_{u x}\psi_x$	-
2004	$w + \Delta\hat{w}_j \leq m_{14}$	-	-	-	0
	$w + \Delta\hat{w}_j > m_{14}$	-	-	-	$\psi_{u x}\psi_x$
Ordem inversa		Oferta-demanda	Características pessoais	Formalização	SM
$f(w; t_w; t_{x u}, t_x, m_t)$		$t_{x u} = 04; t_u = 04, m_{04}, d_{14}, n_{14}$	$t_{x u} = 14; t_u = 04, m_{04}, d_{14}, n_{14}$	$t_{x u} = 14; t_u = 14, m_{04}, d_{14}, n_{14}$	$t_{x u} = 14; t_u = 14, m_{14}, d_{14}, n_{14}$
Ano	Amostra				
2014	$w \leq m_{14}$	0	0	0	$\psi'\psi_{x u}\psi_u$
	$w \leq m_{14}$	-	-	-	-
	$w > m_{14}$	-	-	-	-
2004	$w + \Delta\hat{w}_j \leq m_{14}$	1	$\psi_{x u}$	$\psi_{x u}\psi_u$	0
	$w + \Delta\hat{w}_j > m_{14}$	1	$\psi_{x u}$	$\psi_{x u}\psi_u$	$\psi_{x u}\psi_u$

Elaboração dos autores.

Dessa forma, $\psi_{u|x}$ e ψ_x são as funções de ponderação que compõem as densidades contrafactuais referentes, respectivamente, à formalização e às características pessoais; e ψ' é a função de ponderação do SM quando considerado o fator relacionado à oferta e à demanda.

3.4 Medidas de dispersão

Com o objetivo de medir os impactos das mudanças dos quatro fatores considerados sobre as densidades salariais, serão utilizadas as seguintes medidas de dispersão das densidades:

- desvio-padrão;
- diferença dos *logs* do nonagésimo e do décimo percentis;
- diferença dos *logs* do quinquagésimo e do nonagésimo percentis;
- diferença dos *logs* do décimo e do quinquagésimo percentis;
- diferença dos *logs* do 75º e do 25º percentis (diferença interquartil);
- diferença dos *logs* do quinto e do 95º percentis;
- índice de Gini;
- coeficiente T de Theil.

Para o cálculo do índice de Gini e do coeficiente de Theil, utilizamos o comando *inequal7* de Kerm (2001), que permite a incorporação de pesos analíticos no cálculo das medidas de dispersão. Desta forma, para o cálculo destas medidas das densidades contrafactuais, foram usadas as funções ponderadoras do mesmo modo que na estimação daquelas densidades. As medidas de percentis foram calculadas com base em parte do código disponibilizado no apêndice do artigo de Neder e Ribeiro (2010).

4 DADOS

Neste trabalho são utilizadas as bases da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), realizada mensalmente pelo IBGE e que possui uma série de dados comparável desde março de 2002. A PME é uma pesquisa domiciliar amostral feita com o objetivo de produzir indicadores conjunturais do mercado de trabalho das principais RMs brasileiras⁸ e coleta dados sobre características de educação, emprego, desemprego e inatividade dos entrevistados.

A escolha dessa base de dados justifica-se pelo fato de ela abranger as principais RMs brasileiras e possuir divulgação relativamente rápida, permitindo a utilização de dados mais atualizados. As amostras usadas neste exercício foram constituídas

8. São seis as RMs abrangidas: RM de Belo Horizonte, RM de Porto Alegre, RM do Recife, RM do Rio de Janeiro, RM de Salvador e de RM São Paulo.

agrupando-se os meses de janeiro a outubro de 2004 e 2014.⁹ Escolhemos 2004 como ano inicial para a análise, porque é a partir de então que a média salarial passa a ter ganhos reais. Entre janeiro de 2004 e janeiro de 2014 tais ganhos chegam a cerca de 32,5% para todos os ocupados.

Foram incluídos na amostra os indivíduos entre 15 e 70 anos, ocupados na semana de referência, cuja posição na ocupação era de empregado ou trabalhador por conta própria, que recebia habitualmente uma renda positiva e cujos domicílios estavam entrando na amostra da PME pela primeira vez.

A variável de interesse deste artigo é a taxa de salário mensal real. Inicialmente trabalhou-se com uma variável de salário-hora real, como fazem Dinardo, Fortin e Lemieux (1996), na tentativa de captar os efeitos das variáveis exógenas puramente sobre o preço do trabalho. Pela legislação, o valor do SM mensal é aplicado àqueles que têm uma jornada de trabalho diária igual ou superior a oito horas, enquanto para aqueles cuja jornada de trabalho é inferior a esta, o SM aplicado é proporcional (ou seja, o valor do salário-hora mínimo multiplicado pelo número de horas trabalhadas). No entanto, constatamos que, em 2014, 15% dos ocupados formais que recebiam exatamente o valor do SM mensal trabalhavam habitualmente menos do que quarenta horas semanais. Por esse motivo, considerou-se que o salário-hora mínimo poderia apresentar distorções e não se adotou essa variável. Trabalhar com a variável de salário mensal possui a desvantagem de se captar os efeitos tanto da variação das taxas de salário quanto das horas de trabalho ofertadas. Tentamos minimizar essa fraqueza seguindo a especificação de Neder e Ribeiro (2010) e incluímos, na análise, somente os indivíduos que trabalhavam habitualmente no mínimo quarenta horas semanais.

Em todas as estimações foi utilizada a taxa de salário mensal real, tendo como base a variável de salário habitualmente recebido no trabalho principal e, como deflatores, os valores do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) calculados pelo IBGE, tendo sempre como base julho de 2014. Como destacam Dinardo, Fortin e Lemieux (1996), em comparação com a variável de rendimento médio semanal recebido de todos os trabalhos, os rendimentos recebidos no trabalho principal constituem uma melhor medida pontual de preço do trabalho, porque eles independem de decisões de oferta de trabalho e possuem uma relação mais direta com o SM.

Realizaremos decomposições entre 2004 e 2014 para o total da amostra e, depois, separadamente para subamostras de homens e mulheres e algumas RMs. A repetição do exercício para homens e mulheres justifica-se pelas diferenças encontradas por Menezes-Filho e Rodrigues (2009) e por Neder e Ribeiro (2010) de efeitos do SM por sexo. Além disso, com a diferenciação regional das subamostras, procuramos verificar se áreas com diferentes concentrações de renda respondem à política do SM de forma heterogênea, como sugerem Neder e Ribeiro (2010).

9. Durante a elaboração deste trabalho, só havia dados disponíveis até outubro de 2014.

Por último, repetiremos o exercício para o período mais recente de 2010 a 2014, em que se verifica desaceleração do crescimento real do SM.

Os fatores segundo os quais realizamos as decomposições foram o SM, a formalização, as características pessoais dos trabalhadores e as condições de oferta e de demanda do mercado de trabalho. Utilizamos o SM nacional real para todos os trabalhadores. Consideramos como formais os empregados no setor público com carteira assinada ou contratados sob o regime único dos servidores públicos e os empregados no setor privado com carteira de trabalho assinada. As características pessoais consideradas foram sexo, idade e idade ao quadrado, escolaridade (três graus), estado civil,¹⁰ situação na família (indicadora de pessoa de referência), raça/cor (indicadora de não brancos), RM, setor de atividade¹¹ e ocupação (agregação em três categorias) no trabalho principal. Consideramos também interações entre as variáveis de escolaridade (com três categorias) e de idade (quatro categorias).

5 RESULTADOS

Nesta seção, serão apresentados os resultados da decomposição para o período de 2004 a 2014, em primeiro lugar, para o total da amostra. Em seguida, se apresentará os resultados com as divisões por sexo e para algumas RMs. Por último, os resultados referentes ao período mais recente, de 2010 a 2014, serão exibidos.

A tabela 1 mostra algumas médias anuais da PME no período 2003-2014 com amostras análogas àquelas que utilizamos na estimação de densidades contrafactuais. É possível verificar que a média salarial no trabalho principal e a taxa de formalização começam a apresentar crescimento a partir de 2004.

Os resultados sobre a cobertura do SM não apresentam tendência clara. Entre 2003 e 2004 há uma pequena redução da proporção daqueles que recebem exatamente o valor do SM, apesar do aumento nominal relativamente grande de 2003 (20,0%). Em 2005 e 2006 verificam-se as maiores abrangências, que coincidem com o segundo e o terceiro maiores aumentos nominais do período (15,4% e 16,7%, respectivamente), o que ocorre em um contexto no qual o salário médio está em ascensão. Nos anos seguintes, os percentuais da cobertura oscilam entre 8,5% e 9,5%, com reduções em 2011 e 2014.

Essas variações não são seguidas pelo percentual daqueles que recebiam menos do que o SM no trabalho principal. A proporção destes é relativamente estável ao longo dos anos (entre 6,5% e 7,7%); porém, a partir de 2010, esse percentual se reduz até atingir 3,7% em 2014.

10. Como não há uma variável de estado civil na base de dados, foi considerado como casado ou amasiado todos aqueles cuja situação na família era de pessoa de referência ou de cônjuge, em famílias em que havia cônjuge.

11. Utilizou-se a seguinte agregação de atividades: indústrias extrativas, indústrias de transformação, construção civil e produção e distribuição de eletricidade, gás e água.

As proporções do grau escolar mais alto, que corresponde ao ensino médio completo, apresentam aumento desde o início da série, enquanto os demais graus têm os seus percentuais reduzidos.

TABELA 1
Médias anuais da PME (2002-2014)

Ano	Salário real (R\$ de jul./2014)	SM (%)	Até SM (%)	Formal (%)	Anos de estudo (%)		
					Até sete	De oito a dez	Onze ou mais
2003	1.544	7,3	6,0	58,1	34,2	19,7	46,1
2004	1.484	7,1	7,2	57,3	33,5	18,7	47,8
2005	1.531	10,4	5,9	58,4	30,7	19,0	50,3
2006	1.565	9,9	7,1	59,2	30,0	18,3	51,7
2007	1.620	8,8	6,5	60,2	28,4	18,0	53,6
2008	1.703	8,5	7,2	62,1	27,2	18,0	54,8
2009	1.757	8,8	6,5	63,1	24,7	18,0	57,3
2010	1.816	9,7	6,7	65,1	23,5	17,4	59,1
2011	1.855	7,4	5,3	66,2	22,5	17,2	60,3
2012	1.941	9,6	5,3	67,6	20,9	16,9	62,2
2013	2.007	8,4	3,6	68,8	19,7	16,3	64,0
2014 ¹	2.048	7,3	3,7	68,9	18,7	15,9	65,4

Fonte: PME/IBGE.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Os dados de 2014 referem-se ao período de janeiro a outubro.

5.1 Decomposição entre 2004 e 2014

Em primeiro lugar, a seguir são exibidos os gráficos das densidades estimadas na ordem direta (gráfico 4) e na ordem inversa (gráfico 5) para o total das RMs. Nelas as linhas verticais representam os logaritmos naturais dos SMs reais médios de 2004 e de 2014. Em relação às densidades, as linhas cheias as representam antes do ajuste pelo fator relevante e as linhas pontilhadas após este ajuste, exceto nos gráficos 4A e 5A, em que representam as densidades de fato ocorridas. Os gráficos 6 e 7 mostram as diferenças entre as densidades, para avaliar em que pontos os fatores considerados exerceram maiores efeitos.

Destacamos os seguintes pontos. Parte do deslocamento das densidades salariais à direita, que ocorreu entre 2004 e 2014 (gráfico 4B), parece ser explicado pela variação do SM. Pode-se observar, pelo gráfico 6B, que o seu aumento implicou uma redução sensível da massa de trabalhadores em torno do SM de 2004 e aumento mais do que proporcional da concentração em torno do SM de 2014. Quando se inverte a ordem de decomposição (gráfico 5E), no entanto, os efeitos do SM reduzem-se de forma expressiva, embora ainda pareçam ser mais concentrados sobre a cauda inferior da densidade (gráfico 7B).

GRÁFICO 4

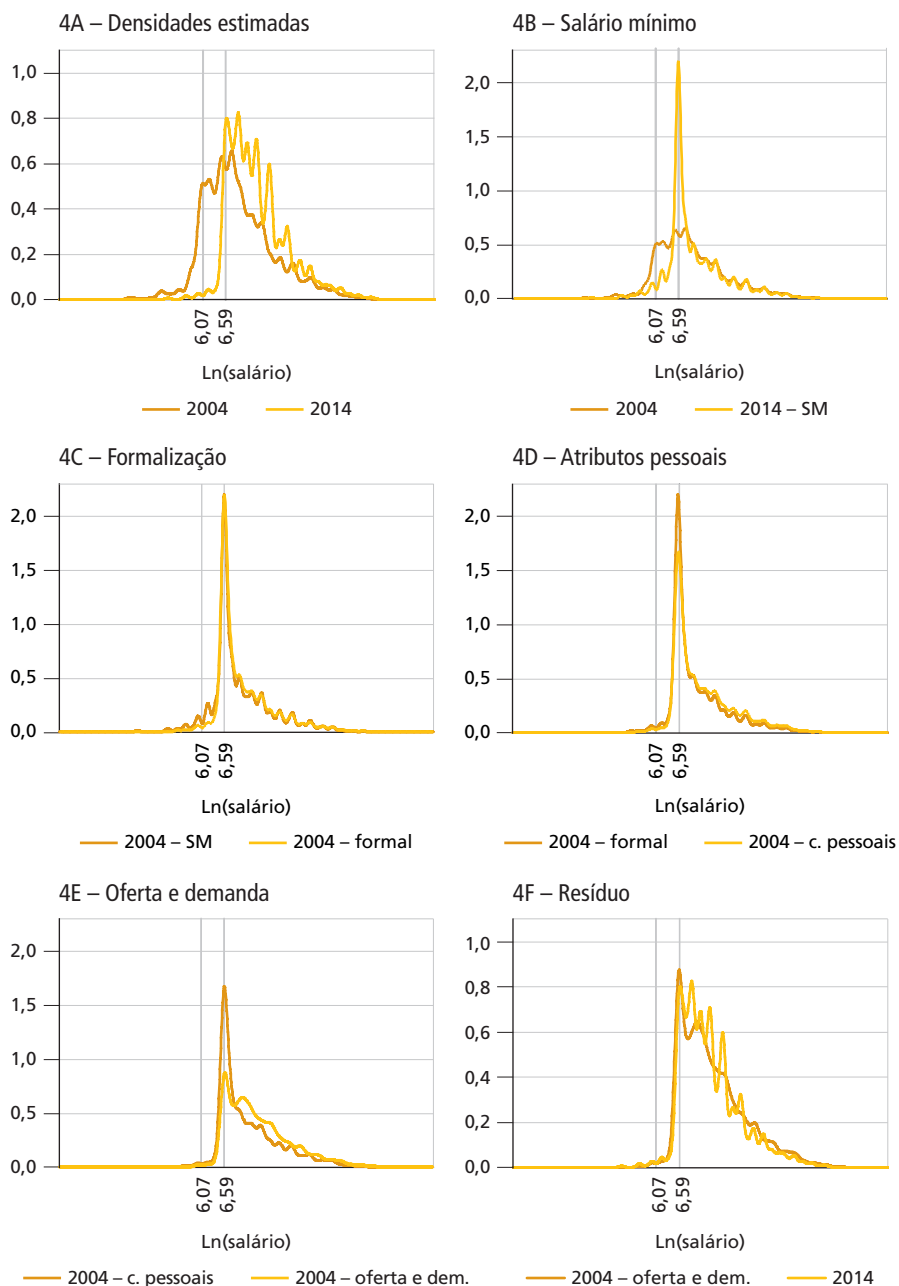
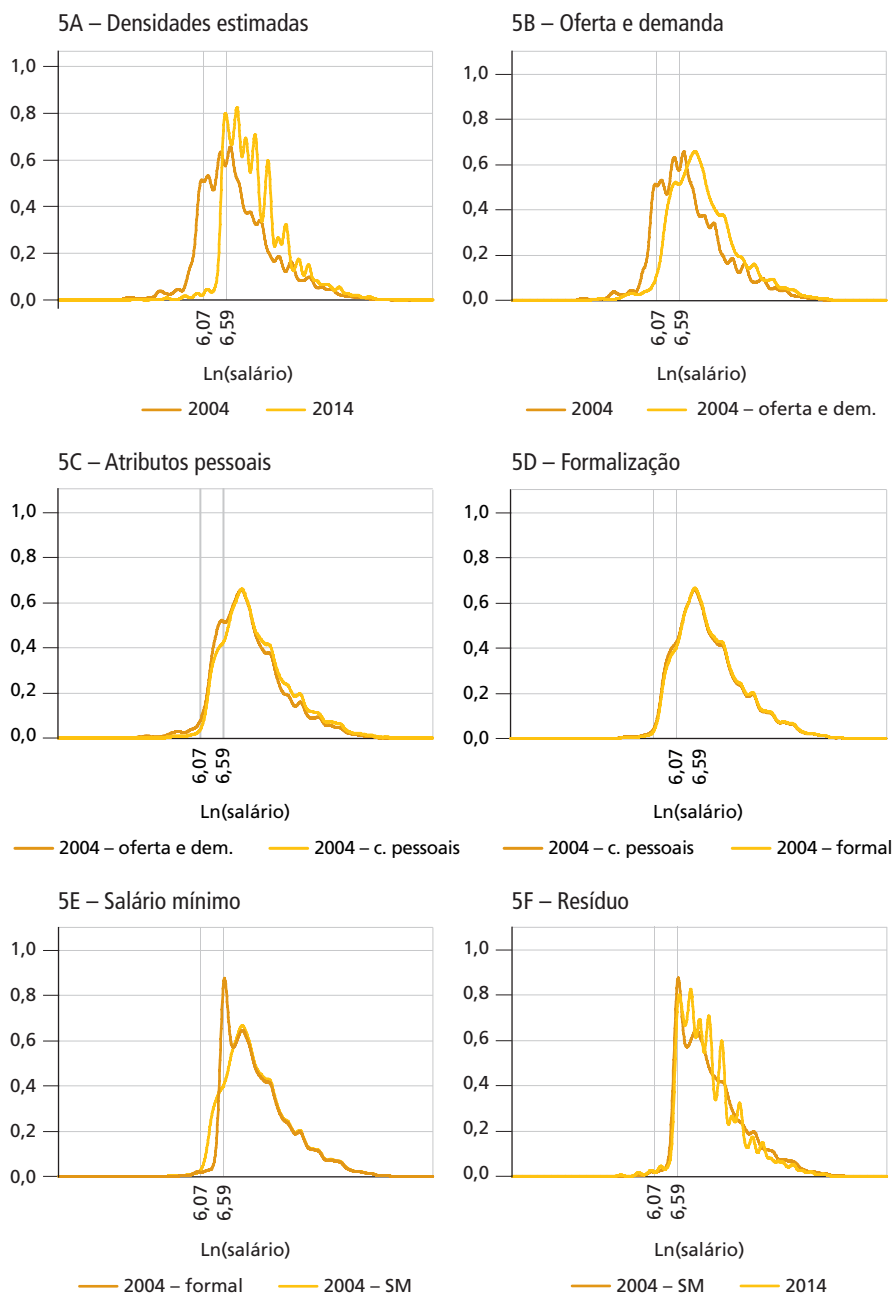
Densidades do *log* do salário real mensal: ordem direta

GRÁFICO 5

Densidades do $\log$ do salário real mensal: ordem inversa



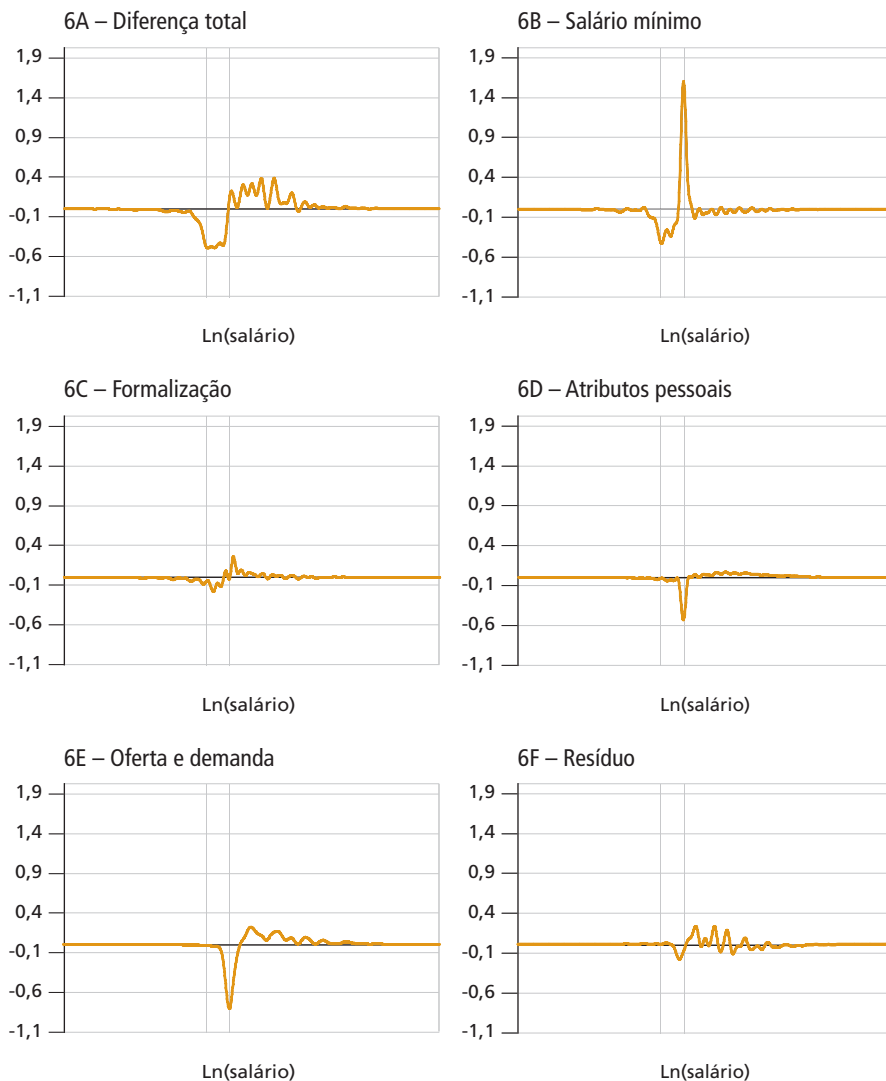
Fonte: PME/IBGE.

Elaboração dos autores.

O ajuste da densidade contrafactual pelo aumento da formalização parece deslocá-la ligeiramente para a direita (gráficos 4C e 6C). Porém, esse resultado é muito atenuado quando invertemos a ordem de decomposição (gráficos 5D e 7C).

GRÁFICO 6

Diferença entre densidades do *log* do salário real: ordem direta

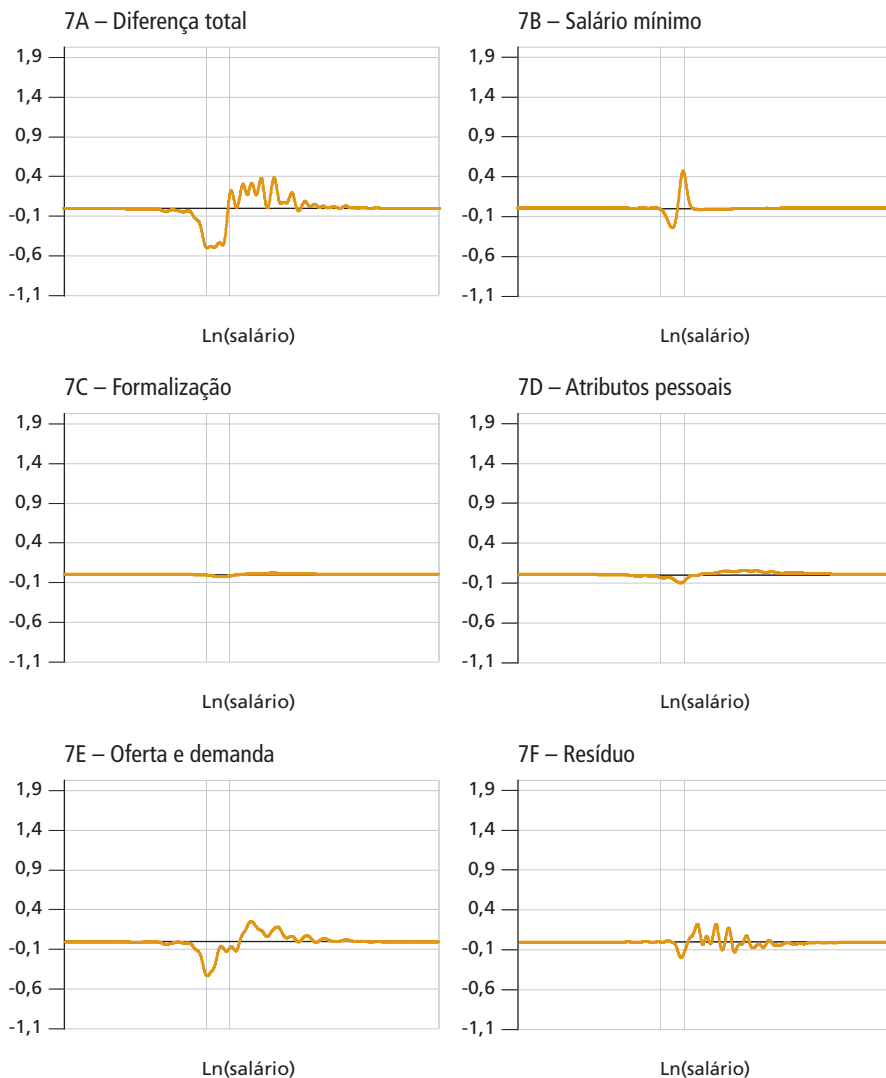


Fonte: PME/IBGE.

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 7

Diferença entre densidades do *log* do salário real: ordem inversa



Fonte: PME/IBGE.
Elaboração dos autores.

As mudanças nos atributos pessoais na ordem direta de decomposição (gráficos 4D e 6D) fazem com que a concentração em torno do SM de 2014 reduza-se, espalhando a densidade nos valores à direita dessa linha. Na ordem inversa, o mesmo parece ocorrer, reduzindo também a densidade entre os valores em torno do SM de 2004 (gráficos 5C e 7D). Embora o grau de escolaridade esteja entre os atributos pessoais considerados, o efeito composição líquido das mudanças

nestes atributos é de espalhamento da densidade à direita das linhas de SM, tornando a densidade mais dispersa. No exercício contrafactual estima-se como seria a densidade salarial de 2004 se as características pessoais fossem aquelas de 2014 e a estrutura de preços fosse a de 2004. Como vimos na tabela 1, a proporção de ocupados com mais de onze anos de estudo (o que equivale ao ensino médio completo) aumenta de modo expressivo: de 48% para 60% entre 2004 e 2014. Desta forma, se os retornos à educação fossem maiores em 2004, é possível que o exercício contrafactual tenha simplesmente ampliado a parcela de pessoas que ganham acima da média e, com isso, aumentado a dispersão salarial.

Efeitos semelhantes de aumento da dispersão ocorreram quando consideramos as transformações nas condições de oferta e de demanda. As mudanças relativas do prêmio salarial relacionado às características individuais parecem não ter compensado a mudança de composição educacional da força de trabalho e agiram no mesmo sentido: o de aumentar a dispersão da densidade salarial (gráficos 4E e 6E). Na ordem inversa de decomposição (gráfico 5A), fica claro que um dos maiores efeitos dessas transformações foi o deslocamento da mediana da distribuição para a direita. Dependendo da ordem de decomposição, a mediana cresce entre 35% e 38% quando consideramos as transformações trazidas por esse fator, em comparação com um crescimento total de 50% da mediana entre 2004 e 2014.

Na tabela 2 serão mostradas as diferenças entre as medidas de dispersão devidas a cada fator de decomposição e, entre parênteses, as contribuições relativas.

Destacamos os seguintes pontos. Em primeiro lugar, a dispersão salarial é reduzida entre 2004 e 2014 de acordo com quase todas as medidas de desigualdade. Na ordem direta de decomposição, o SM constitui-se como o fator mais relevante na redução da dispersão. Seus efeitos foram relativamente pequenos sobre a parte superior das densidades (captados pela medida da razão entre o nonagésimo e o quinquagésimo percentis); porém, na parte inferior das mesmas densidades (captados pela razão entre o quinquagésimo e o décimo percentis), estes efeitos foram muito elevados e a variação resultante teria sido mais intensa do que a variação total observada, caso não houvesse efeitos de outros fatores considerados. Na ordem inversa de decomposição, o SM apresenta efeitos comparativamente menores, porém ainda assim relevantes, novamente com destaque para a cauda inferior da densidade.

TABELA 2
Contribuições relativas dos fatores de decomposição (2004-2014)

Medidas	Variação total	SM	Formalização	Atributos pessoais	Oferta-demanda	Não explicado
Ordem direta						
Desvio-padrão	-0,12	-0,10	-0,04	0,04	0,03	-0,06
	-	(78,7%)	(36,1%)	(-36,6%)	(-23,8%)	(45,6%)
10-90	-0,33	-0,37	-0,12	0,17	0,18	-0,19
	-	(112,8%)	(35,9%)	(-51,3%)	(-53,8%)	(56,4%)
50-90	-0,17	-0,02	-0,02	0,06	-0,07	-0,13
	-	(10,0%)	(10,0%)	(-35,0%)	(40,0%)	(75,0%)
10-50	-0,16	-0,36	-0,10	0,11	0,25	-0,06
	-	(221,1%)	(63,2%)	(-68,4%)	(-152,6%)	(36,8%)
25-75	-0,17	-0,30	0,01	0,16	0,10	-0,14
	-	(175,0%)	(-5,0%)	(-95,0%)	(-60,0%)	(85,0%)
5-95	-0,47	-0,23	-0,31	0,11	0,18	-0,21
	-	(49,1%)	(67,3%)	(-23,6%)	(-38,2%)	(45,5%)
Coeficiente de Theil	-0,12	-0,05	-0,02	0,01	0,00	-0,07
	-	(40,1%)	(14,4%)	(-12,2%)	(2,8%)	(55,0%)
Coeficiente de Gini	-0,06	-0,04	-0,01	0,02	0,01	-0,04
	-	(66,8%)	(23,3%)	(-37,4%)	(-12,9%)	(60,2%)
Ordem inversa						
Desvio-padrão	-0,12	-0,02	-0,01	0,00	-0,03	-0,06
	-	(18,5%)	(4,9%)	(3,1%)	(27,9%)	(45,6%)
10-90	-0,33	-0,09	-0,01	0,05	-0,09	-0,19
	-	(28,2%)	(2,6%)	(-15,4%)	(28,2%)	(56,4%)
50-90	-0,17	0,01	-0,01	0,04	-0,08	-0,13
	-	(-5,0%)	(5,0%)	(-25,0%)	(50,0%)	(75,0%)
10-50	-0,16	-0,10	0,00	0,01	-0,01	-0,06
	-	(63,2%)	(0%)	(-5,3%)	(5,3%)	(36,8%)
25-75	-0,17	0,01	0,00	0,02	-0,05	-0,14
	-	(-5,0%)	(0,0%)	(-10,0%)	(30,0%)	(85,0%)
5-95	-0,47	-0,18	0,00	0,03	-0,10	-0,21
	-	(38,2%)	(0,0%)	(-5,5%)	(21,8%)	(45,5%)
Coeficiente de Theil	-0,12	-0,004	-0,01	0,00	-0,05	-0,07
	-	(3,3%)	(5,1%)	(-2,4%)	(39,1%)	(55,0%)
Coeficiente de Gini	-0,06	-0,005	-0,003	0,005	-0,02	-0,04
	-	(8,1%)	(4,3%)	(-8,6%)	(36%)	(60,2%)

Fonte: PME/IBGE.
Elaboração dos autores.

A formalização apresenta contribuições à redução da dispersão salarial, no geral comparativamente menores do que aquelas do SM. Como no caso deste, a inversão da ordem de decomposição faz com que os efeitos da formalização sejam bastante reduzidos.

A variação dos atributos pessoais agiu, segundo quase todas as medidas, no sentido de aumentar a dispersão das densidades salariais. Os efeitos desse fator na cauda superior da distribuição foram bastante relevantes, o que se deve à influência dessas transformações sobre a mediana das densidades.

Em relação às transformações nas condições de oferta e de demanda, os sinais dos efeitos não se mantiveram com a ordem de decomposição, exceto na cauda superior da distribuição. Como mencionamos, a influência desse fator sobre a mediana foi bastante expressivo, de modo que a distância entre o nonagésimo e o quinquagésimo percentis da distribuição se reduziu.

Os fatores residuais apresentaram efeitos no sentido de reduzir a dispersão salarial como um todo e tiveram peso considerável, entre 50% e 80%, dependendo da medida.

5.2 Decomposição entre 2004 e 2014 por sexo

Como mostrado nos trabalhos de Menezes-Filho e Rodrigues (2009) e de Neder e Ribeiro (2010), os efeitos das variações reais do SM são diferenciados para homens e mulheres. Desta forma, também realizamos decomposições entre 2004 e 2014 separadas para cada sexo, que se encontram nos gráficos 8 a 11.¹² Para não estendermos demais o texto, serão exibidos somente os resultados da ordem direta de decomposição.

Podemos notar que as densidades salariais das mulheres são mais achatadas pelas linhas dos SMs nos dois anos (gráfico 9A), comparativamente às densidades dos salários dos homens (gráfico 8A). Os gráficos 9B e 11B mostram que os efeitos do crescimento do SM são, de fato, muito mais acentuados entre as mulheres em comparação com os homens. Os efeitos foram atenuados com a inversão da ordem para ambos os sexos; porém, ainda assim, mais intensos entre as mulheres.

O efeito composição das características pessoais das mulheres também parece ser maior do que aquele entre os homens, mas na ordem inversa de decomposição essas diferenças tornam-se muito pequenas.

12. Para possibilitar uma comparação direta, mantivemos a mesma escala nos gráficos das diferenças entre as densidades (gráficos 10 e 11).

GRÁFICO 8

Densidades do $\log$ do salário real mensal dos homens: ordem direta

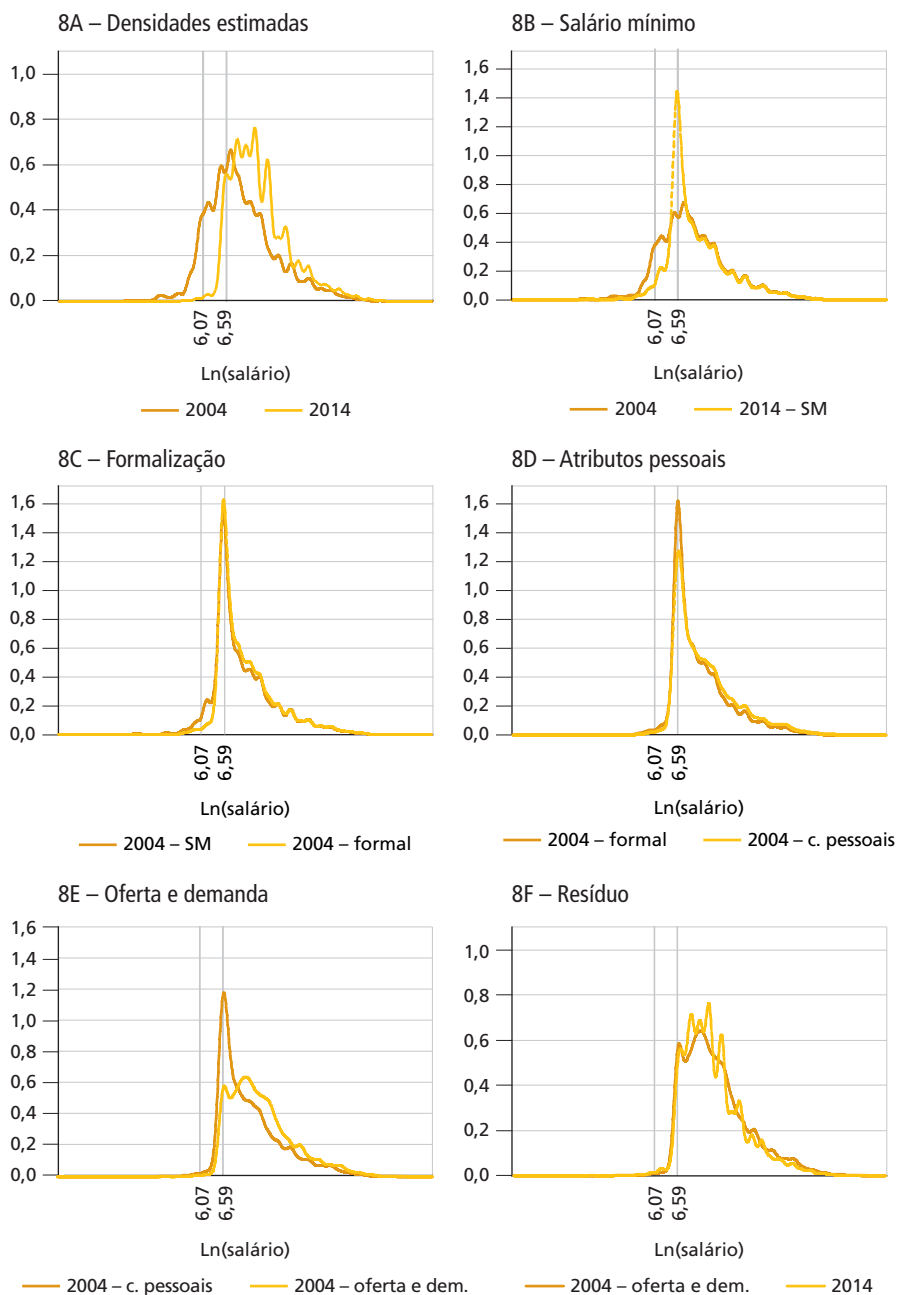


GRÁFICO 9

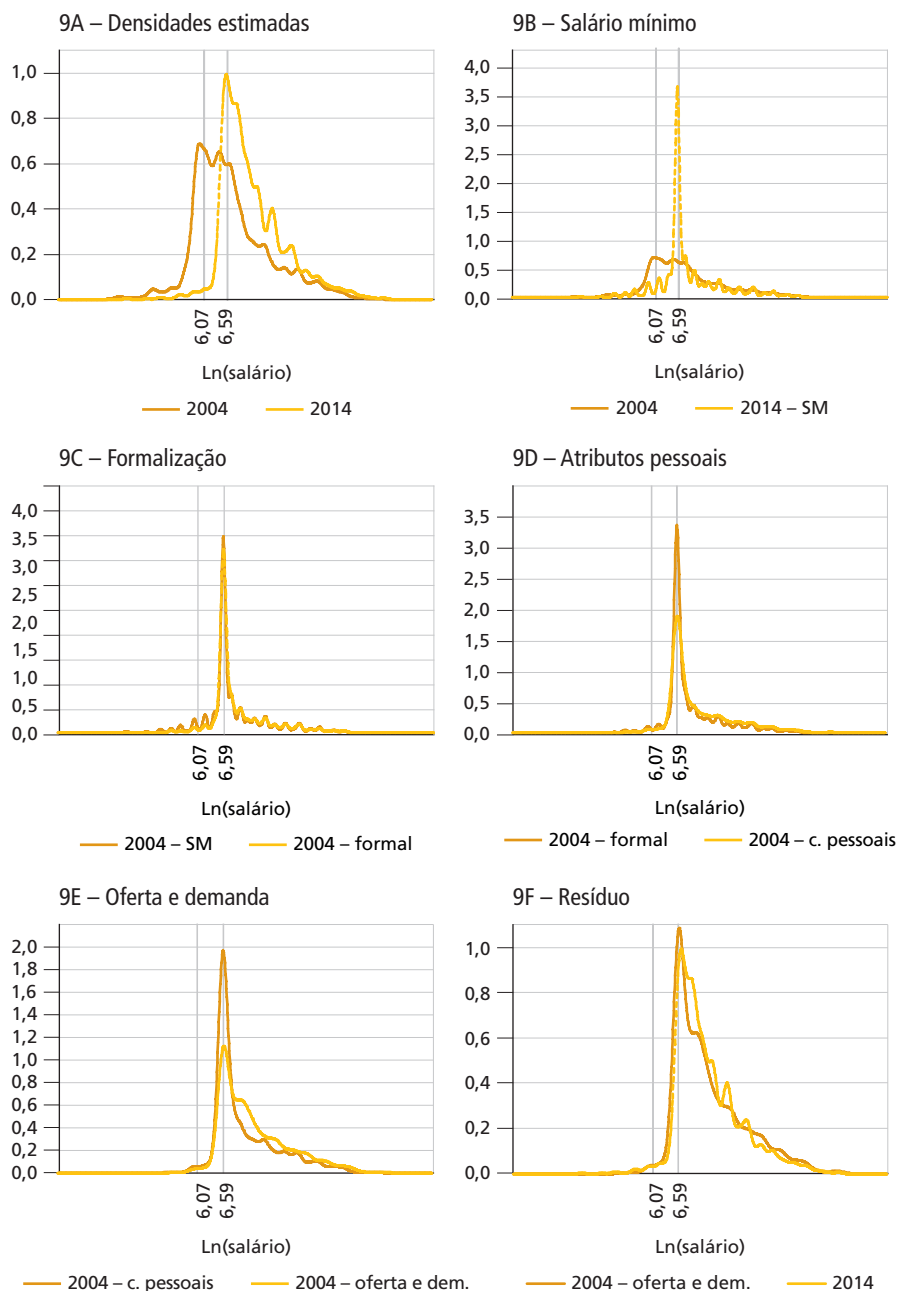
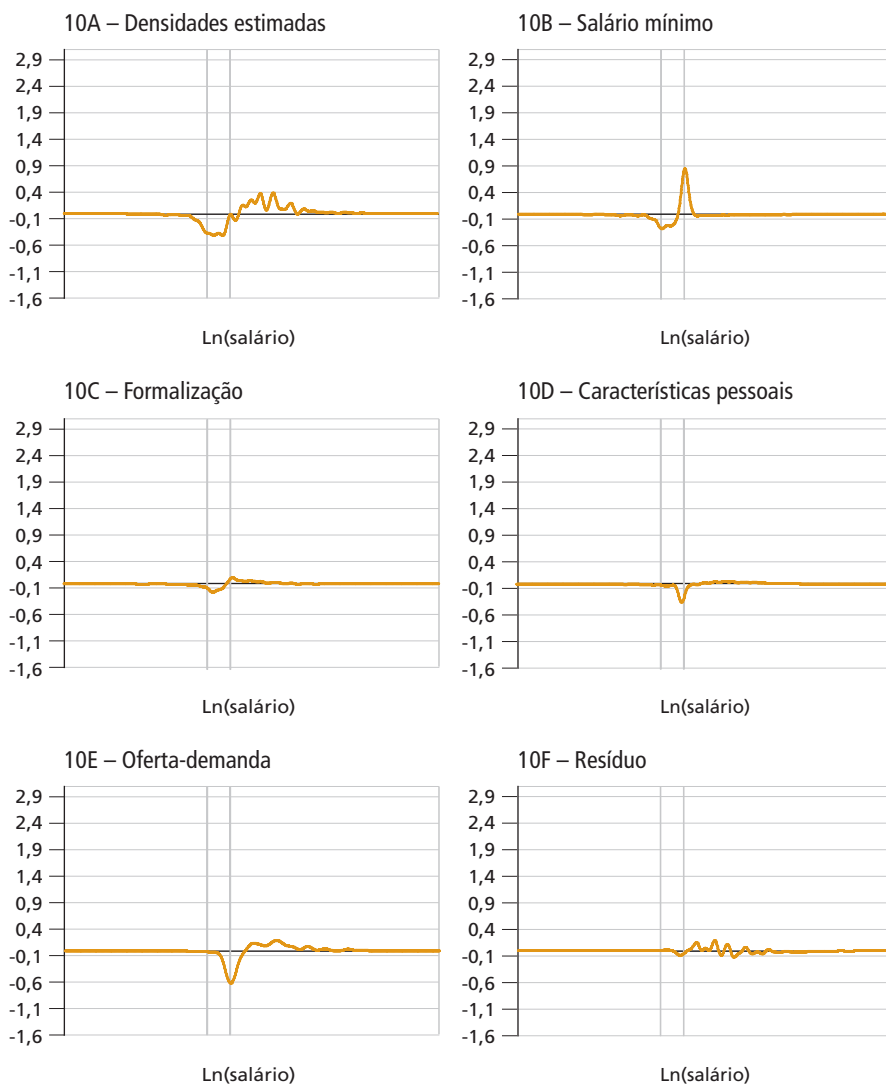
Densidades do $\log$ do salário real mensal das mulheres: ordem direta

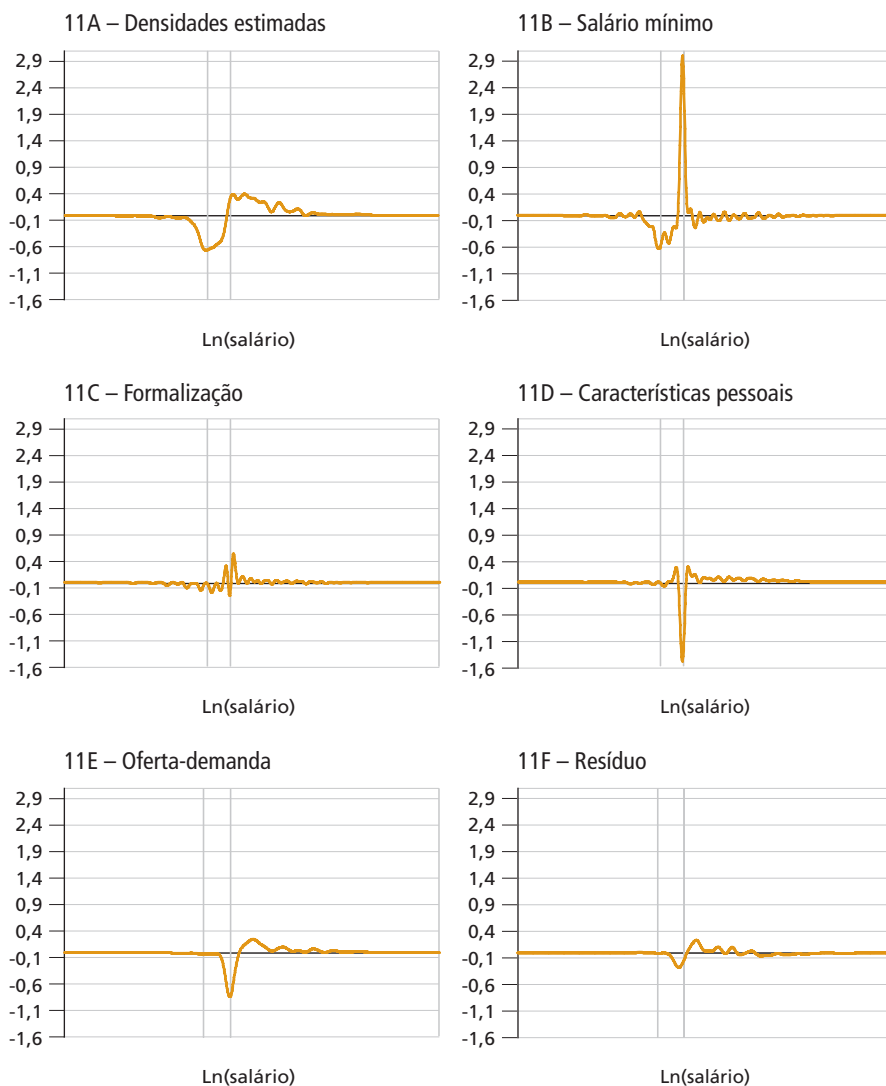
GRÁFICO 10

Diferença de densidades do *log* do salário real mensal dos homens: ordem direta



Fonte: PME/IBGE.
Elaboração própria.

GRÁFICO 11

Diferença de densidades do *log* do salário real mensal das mulheres: ordem direta

Fonte: PME/IBGE.

Elaboração dos autores.

Observando as medidas de dispersão, a tabela 3 mostra que o padrão observado para o total de ocupados das tabelas anteriores se repete. Entre as mulheres, as contribuições do SM foram maiores do que entre os homens, segundo a maioria das medidas. Além disso, os efeitos sobre a cauda inferior da distribuição foram bastante expressivos para ambos os sexos.

O efeito desproporcional sobre a razão entre o terceiro e o primeiro quartis entre as mulheres (de 460%) deve-se ao fato de que o primeiro quartil da distribuição salarial das mulheres em 2004 é maior do que o SM daquele ano, porém muito mais próximo deste do que o primeiro quartil da distribuição dos homens.

TABELA 3

Contribuições relativas dos fatores de decomposição, por sexo: ordem direta (2004-2014)

Medidas	Variação total	SM	Formalização	Atributos pessoais	Oferta-demanda	Não explicado
Masculino						
Desvio-padrão	-0,12	-0,09	-0,03	0,04	0,01	-0,05
	-	(70,3%)	(28,1%)	(-29,7%)	(-12,1%)	(43,5%)
10-90	-0,31	-0,34	-0,08	0,15	0,13	-0,17
	-	(108,1%)	(27%)	(-48,6%)	(-40,5%)	(54,1%)
50-90	-0,16	0,00	-0,04	0,05	-0,07	-0,10
	-	(0,0%)	(26,3%)	(-31,6%)	(42,1%)	(63,2%)
10-50	-0,15	-0,34	-0,04	0,10	0,20	-0,07
	-	(222,2%)	(27,8%)	(-66,7%)	(-127,8%)	(44,4%)
25-75	-0,14	-0,16	0,00	0,11	0,02	-0,10
	-	(118,7%)	(0,0%)	(-81,2%)	(-12,5%)	(75,0%)
5-95	-0,42	-0,28	-0,21	0,15	0,14	-0,23
	-	(66,0%)	(50,0%)	(-36,0%)	(-34,0%)	(54,0%)
Coefficiente de Theil	-0,11	-0,04	-0,01	0,01	-0,01	-0,06
	-	(32,8%)	(9,6%)	(-6,6%)	(12,9%)	(51,2%)
Coefficiente de Gini	-0,06	-0,03	-0,01	0,02	0,00	-0,03
	-	(52,2%)	(16,9%)	(-27,5%)	(1,3%)	(57,0%)
Feminino						
Desvio-padrão	-0,12	-0,12	-0,06	0,07	0,04	-0,06
	-	(98,2%)	(46,7%)	(-55,4%)	(-35,3%)	(45,8%)
10-90	-0,36	-0,35	-0,24	0,28	0,19	-0,23
	-	(97,9%)	(68,1%)	(-76,6%)	(-53,2%)	(63,8%)
50-90	-0,19	-0,13	-0,01	0,18	-0,05	-0,18
	-	(68,0%)	(4,0%)	(-92,0%)	(24,0%)	(96,0%)
10-50	-0,17	-0,22	-0,24	0,10	0,24	-0,05
	-	(131,8%)	(140,9%)	(-59,1%)	(-140,9%)	(27,3%)
25-75	-0,11	-0,50	0,04	0,31	0,18	-0,13
	-	(464,3%)	(-35,7%)	(-285,7%)	(-164,3%)	(121,4%)
5-95	-0,48	-0,30	-0,31	0,15	0,17	-0,20
	-	(61,9%)	(63,5%)	(-31,7%)	(-34,9%)	(41,3%)
Coefficiente de Theil	-0,13	-0,07	-0,03	0,03	0,01	-0,07
	-	(58,0%)	(20,8%)	(-27,0%)	(-7,8%)	(56,0%)
Coefficiente de Gini	-0,07	-0,07	-0,02	0,04	0,02	-0,04
	-	(98,7%)	(32,7%)	(-62,9%)	(-29,5%)	(61,0%)

Fonte: PME/IBGE.
Elaboração dos autores.

Os resultados com relação à formalização não são conclusivos, uma vez que ficam muito pequenos ou até mudam de sinal em algumas medidas com a inversão da ordem de decomposição para ambos os sexos. A tabela 3 mostra ainda que os atributos pessoais contribuíram para o aumento da dispersão para ambos os sexos e segundo quase todas as medidas, o que se mantém com a inversão da ordem de decomposição.

Novamente as transformações nas condições de oferta e de demanda apresentam efeitos relevantes no sentido de reduzir a dispersão salarial na cauda superior. Este efeito foi mais intenso entre os homens (42% contra os 24% das mulheres, na ordem direta).

5.3 Decomposição entre 2004 e 2014 por RM

Nesta seção serão apresentados os resultados da RMs do Recife (RMR), de Salvador (RMSA), de São Paulo (RMSP) e de Porto Alegre (RMPA), tentando abranger as diferentes macrorregiões brasileiras. Mostraremos somente os resultados das medidas de dispersão, suprimindo a análise visual dos gráficos.

Em primeiro lugar, a tabela 4 mostra que as RMs da região Nordeste apresentavam maior desigualdade salarial em 2004. A RMSA apresenta os maiores níveis de dispersão em quase todas as medidas, enquanto, no outro extremo, a RMPA era a menos desigual. Em 2014, a maioria das medidas ainda mostra a RMSA como a mais desigual; porém, no geral, a diferença entre as RMs diminuiu no período mais recente.

TABELA 4
Contribuições relativas do SM, por RM (2004-2014)

Medidas	2004				2014			
	RMRE	RMSA	RMSP	RMPA	RMRE	RMSA	RMSP	RMPA
Desvio-padrão	0,82	0,85	0,79	0,73	0,65	0,68	0,66	0,65
10-90	1,84	2,01	1,96	1,79	1,46	1,53	1,59	1,58
50-90	1,23	1,40	1,25	1,15	1,10	1,11	1,03	1,04
10-50	0,61	0,61	0,71	0,65	0,37	0,42	0,57	0,54
25-75	0,79	0,99	0,92	0,89	0,73	0,80	0,80	0,78
5-95	2,82	2,86	2,60	2,36	1,96	2,11	2,11	2,04
Coeficiente de Theil	0,55	0,53	0,47	0,39	0,33	0,34	0,35	0,32
Coeficiente de Gini	0,50	0,51	0,48	0,44	0,40	0,41	0,41	0,40

Fonte: PME/IBGE.
Elaboração dos autores.

A tabela 5 mostra os resultados referentes somente ao SM para as três RMs. A comparação regional revela que a desigualdade se reduziu nas três RMs entre

2004 e 2014, de forma mais acentuada nas duas RMs da região Nordeste nas medidas mais gerais. Tomando o índice de Gini, a redução na RMSA e na RMRE foi de 0,10, enquanto na RMSP e na RMPA tivemos decréscimos de 0,07 e 0,04, respectivamente. Na RMRE a redução da dispersão salarial concentrou-se na cauda inferior, enquanto na RMSA e na RMSP a dispersão reduziu-se mais no segmento com maior renda. Na RMPA a redução da dispersão foi mais equilibrada.

Em comparação com as outras duas RMs, os impactos relativos do SM nas duas RMs da região Nordeste foram muito mais importantes. Nessas localidades, as contribuições do SM sobre a dispersão na cauda superior da densidade (acima de 130%) foram maiores do que sobre a cauda inferior (abaixo de 41%). Isto ocorreu porque a mediana salarial nessas RMs era comparativamente menor em 2004 e o aumento do SM chegou a mover também as pessoas com esse nível salarial. As contribuições em relação à distância interquartis também foram bastante expressivas nas RMs da região Nordeste (acima de 360%) e maiores do que nas outras RMs. Os resultados sobrevivem à inversão da ordem de decomposição, embora com valores menores.

TABELA 5
Contribuições relativas do SM, por RM (2004-2014)

Medidas	Variação total				SM			
	RMRE	RMSA	RMSP	RMPA	RMRE	RMSA	RMSP	RMPA
Ordem direta								
Desvio-padrão	-0,17	-0,18	-0,13	-0,08	-0,19	-0,17	-0,05	-0,06
	-	-	-	-	(112,0%)	(98,0%)	(36,5%)	(80,8%)
10-90	-0,38	-0,48	-0,37	-0,21	-0,43	-0,45	-0,21	-0,33
	-	-	-	-	(113,7%)	(94,0%)	(55,3%)	(154,8%)
50-90	-0,13	-0,29	-0,23	-0,10	-0,38	-0,37	0,02	-0,01
	-	-	-	-	(283,3%)	(130,0%)	(-6,9%)	(6,7%)
10-50	-0,24	-0,19	-0,14	-0,11	-0,05	-0,08	-0,22	-0,32
	-	-	-	-	(21,2%)	(40,7%)	(155,6%)	(293,8%)
25-75	-0,07	-0,19	-0,13	-0,10	-0,61	-0,68	-0,09	-0,17
	-	-	-	-	(922,2%)	(361,5%)	(75,0%)	(166,7%)
5-95	-0,87	-0,75	-0,50	-0,32	-0,66	-0,44	-0,14	-0,25
	-	-	-	-	(76,3%)	(58,1%)	(28,6%)	(76,6%)
Coeficiente de Theil	-0,22	-0,19	-0,13	-0,06	-0,16	-0,12	-0,02	-0,03
	-	-	-	-	(71,9%)	(65,2%)	(12,4%)	(49,3%)
Coeficiente de Gini	-0,10	-0,10	-0,07	-0,04	-0,12	-0,10	-0,02	-0,03
	-	-	-	-	(119,9%)	(97,9%)	(23,1%)	(80,2%)

Fonte: PME/IBGE.
Elaboração dos autores.

Na RMSP e na RMPA as contribuições relativas do SM foram concentradas sobre a cauda inferior da distribuição. Comparativamente às demais RMs, na RMSP a magnitude dos percentuais é, no geral, menor, e praticamente desaparece com a inversão da ordem de decomposição. Na RMPA, as contribuições relativas do SM são, no geral, intermediárias entre os extremos representados pela RMSP e as demais RMs. Com a inversão da ordem de decomposição, os percentuais das razões entre percentis ainda se mantêm. Algumas contribuições mudam de sinal, porém com uma magnitude muito próxima a zero.

Esses resultados parecem ser consistentes com aqueles encontrados por Neder e Ribeiro (2010), que mostram que na região Nordeste os efeitos do SM foram, no geral, mais acentuados do que os efeitos na região Sul.

5.4 Decomposição entre 2010 e 2014

No período 2010-2014 os resultados da decomposição revelam o que podem ser efeitos das dinâmicas mais recentes do mercado de trabalho, após o decréscimo real do produto interno bruto (PIB) de 2009.

A tabela 6 mostra as médias anuais da variação das medidas no período 2004-2014 e no subperíodo 2010-2014. É possível notar que, enquanto o índice de Gini e o desvio-padrão da densidade indicam semelhança entre os dois recortes temporais, as medidas parciais mostram padrões diferenciados. O período 2004-2014 caracteriza-se pela redução da razão entre o nonagésimo e o décimo percentis, com intensidade maior na cauda inferior. No subperíodo 2010-2014, a redução da dispersão na cauda superior é maior do que no período como um todo, e na cauda inferior da densidade houve aumento da dispersão.

TABELA 6
Variação média anual das medidas de dispersão
(Em %)

Medidas	Variação média anual	
	2004-2014	2010-2014
Desvio-padrão	-1,3	-0,9
10-90	-3,9	-1,6
50-90	-1,8	-2,4
10-50	-1,7	0,8
25-75	-1,8	-1,0
5-95	-6,1	-3,0
Coefficiente de Theil	-0,012	-0,016
Coefficiente de Gini	-0,006	-0,006

Fonte: PME/IBGE.
Elaboração dos autores.

Como podemos observar na tabela 7, os fatores que mais contribuíram para esse crescimento foram as transformações nas condições de oferta e de demanda e nas características pessoais. Isto significa que as mudanças na estrutura de preços devidas às variações na oferta e na demanda favoreceram mais aqueles cujas características lhes conferiam um salário já acima do décimo percentil. Além disso, o efeito composição das características pessoais também ocorreu de forma mais acentuada entre aqueles que recebiam rendimentos em torno da mediana.

A tabela 7 mostra ainda que, no período recente, as contribuições do SM seguem padrão semelhante ao período como um todo. O crescimento deste teria efeitos no sentido de reduzir a dispersão salarial, especialmente na cauda inferior da distribuição. Em comparação com o período completo, no entanto, o SM parece perder relevância explicativa em favor das transformações nas condições de oferta e de demanda e dos fatores residuais, exceto pela medida da razão entre o nonagésimo e o décimo percentis. Estes resultados se referem a um período de crescimento menos acentuado do SM e sugerem que os efeitos do piso salarial aumentam com a magnitude do crescimento real do piso salarial.

TABELA 7
Contribuições relativas do SM (2010-2014)

Medidas	Varição total	SM	Formalização	Atributos pessoais	Oferta-demanda	Não explicado
Ordem direta						
Desvio-padrão	-0,03	-0,01	-0,03	0,03	0,00	-0,03
	-	(33,6%)	(77,4%)	(-97,5%)	(12,4%)	(74,1%)
10-90	-0,06	-0,08	-0,02	0,11	0,02	-0,09
	-	(125,0%)	(37,5%)	(-175,0%)	(-37,5%)	(150,0%)
50-90	-0,09	0,00	-0,01	0,05	-0,03	-0,11
	-	(0,0%)	(8,3%)	(-58,3%)	(33,3%)	(116,7%)
10-50	0,03	-0,08	-0,02	0,05	0,05	0,02
	-	(-250,0%)	(-50,0%)	(175,0%)	(175,0%)	(50,0%)
25-75	-0,04	-0,02	-0,02	0,09	-0,02	-0,06
	-	(60,0%)	(60,0%)	(-240,0%)	(60,0%)	(160,0%)
5-95	-0,12	-0,05	-0,07	0,10	0,02	-0,12
	-	(46,7%)	(60,0%)	(-86,7%)	(-20,0%)	(100,0%)
Coeficiente de Theil	-0,06	-0,01	0,00	0,02	-0,01	-0,06
	-	(9,8%)	(5,8%)	(-39,7%)	(19,8%)	(104,3%)
Coeficiente de Gini	-0,03	-0,01	-0,01	0,02	0,00	-0,03
	-	(23,1%)	(21,8%)	(-72,6%)	(16,8%)	(110,8%)

Fonte: PME/IBGE.
Elaboração dos autores.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo reproduzir a metodologia de Dinardo, Fortin e Lemieux (1996) de decomposição da variação de densidades salariais entre 2004 e 2014 com densidades contrafactuais. Realizou-se o exercício com dados da PME para empregados e trabalhadores por conta própria com renda positiva e utilizou-se como fatores de decomposição as variações do SM, da formalização, das condições de oferta e de demanda do mercado de trabalho e das características pessoais dos indivíduos (que incluem educação). Os principais resultados encontrados estão a seguir descritos.

Entre 2004 e 2014, com a ordem de decomposição direta, a variação do SM ao longo do tempo constituiu o fator que mais contribuiu para a redução da desigualdade salarial na distribuição como um todo e, em especial, na parte inferior dela. Esses efeitos foram mais intensos entre as mulheres. Na ordem inversa, quando consideramos o SM por último, seus efeitos ainda são opostos à dispersão, porém com magnitude menor. Nas duas ordens os efeitos sobre a parte superior da distribuição foram muito pequenos ou chegaram a mudar de sentido, ampliando a dispersão.

O aumento da formalização também contribuiu para a redução da desigualdade salarial, porém com magnitudes bem menores com a inversão da ordem de decomposição. Com a diferenciação por sexo, porém, esses efeitos não sobrevivem à inversão da ordem de decomposição. Os fatores residuais constituem o fator adicional a exercer efeitos importantes na redução da dispersão como um todo.

Quanto às mudanças nas características pessoais, elas agiram no sentido de aumentar a desigualdade salarial, o que se verifica também com a diferenciação por sexo. As condições de oferta e de demanda, por fim, apresentaram efeitos que no geral foram sensíveis à ordem de decomposição. Em qualquer uma das ordens, no entanto, esse fator reduziu a dispersão dos salários na cauda superior da distribuição, sendo mais importante nesse segmento do que o aumento do SM. Além disso, o principal efeito das mudanças nas condições de oferta e de demanda parece ocorrer sobre a mediana das distribuições, que se deslocaram à direita.

Repetindo esse exercício separadamente para as RMs, pôde-se verificar que nas RMs da região Nordeste os efeitos do SM foram mais acentuados, especialmente aquele captado pela razão entre o terceiro e o primeiro quartis e na cauda superior da distribuição. Isto ocorre porque a mediana salarial nessas localidades foi movida pelo aumento do SM. Na RMSP e na RMPA os efeitos do mesmo fator foram comparativamente menores, porém mais concentrados na cauda inferior da distribuição.

Para o período mais recente, de 2010 a 2014, o mesmo exercício mostrou que o padrão dos resultados relativos ao SM não se alterou muito em comparação

ao período completo, de 2004 a 2014. Os resultados sugerem que o crescimento relativamente menor do SM nesse subperíodo resultou em contribuições com magnitude menor.

Para este artigo, as conclusões sobre o SM são consistentes com os resultados de Neder e Ribeiro (2010) para o período 2002-2008 com dados da Pnad e com aqueles que Firpo e Reis (2006) obtiveram com dados da mesma pesquisa, porém para o período 2001-2005. Esses últimos autores chegaram a esses resultados com uma metodologia contrafactual diferente da utilizada neste estudo, o que parece reforçar os resultados deste trabalho. Apesar disso, as conclusões deste artigo sobre a formalização e os atributos pessoais diferem daquelas de Neder e Ribeiro (2010), provavelmente em grande medida por conta da consideração do fator adicional das condições de oferta e de demanda, que altera todos os resultados quando invertemos a ordem de decomposição.

Com relação à magnitude das nossas estimativas, elas foram maiores do que aquelas de Brito, Machado e Kertenetzky (2013). Considerando o período 2004-2014, o mínimo encontrado entre os resultados deste estudo (na ordem inversa) para o índice de Gini foi de 8%, enquanto aqueles autores encontraram níveis próximos a 6%. No entanto, na ordem normal, a magnitude obtida é muito maior, de 67%. Com relação à diferenciação regional, as estimativas deste artigo são consistentes com aquelas encontradas por Neder e Ribeiro (2010), que mostram efeitos no geral maiores entre os estados do Nordeste, em comparação com os estados da região Sul.

É interessante notar, além disso, que os efeitos do SM foram muito reduzidos quando considerados após os ajustes de preços competitivos. Esse resultado sugere que parte das estimativas sobre os efeitos do SM utilizando decomposições pode estar atribuindo a esse fator institucional alguns dos efeitos das mudanças internas ao mercado de trabalho.

Os resultados aqui obtidos sobre as características pessoais parecem ser surpreendentes ao mostrar contribuição no sentido de ampliar a desigualdade salarial, já que entre as características pessoais consideradas está a educação, que se tornou menos desigual. Estimativas com o mesmo sinal foram encontradas por Neder e Ribeiro (2010). É provável que o sentido dessas mudanças se deva ao fato de que, neste trabalho, considerou-se somente os efeitos de equilíbrio parcial, mantendo a estrutura de preços de 2004 com a distribuição das características de 2014 na ordem normal de decomposição.

Entretanto, é possível supor que os efeitos das condições de oferta e de demanda para a cauda superior da distribuição podem estar relacionados à expansão dos ensinos médio e superior. O crescimento da proporção da força de trabalho nesses

níveis de escolaridade representa um aumento da oferta de trabalho qualificada, o que levaria à redução relativa dos salários associados a esse tipo de trabalho.

Tal resultado mostra que os fatores atuaram com diferentes intensidades sobre as diversas parcelas da distribuição salarial. O SM exerceu efeitos desconcentradores mais intensos na cauda inferior, enquanto as mudanças nas condições competitivas do mercado de trabalho parecem ter atuado no sentido de reduzir a desigualdade na cauda superior.

Como observa Foguel (1998) sobre suas estimações, os resultados aqui obtidos sobre os efeitos do SM não sustentam afirmações sobre os efeitos da política de valorização do piso salarial sobre a desigualdade de renda das famílias. Neste artigo os resultados referem-se somente aos efeitos daquela política sobre a dispersão de salários, que possuem um significado substantivo muito diferenciado do ponto de vista dos agentes econômicos.

ABSTRACT

In the 2000s the Brazilian labor market had several changes in parallel to rapid growth of the real minimum wage and the expansion of the formal sector. We aim to evaluate the importance of these two factors, the changing conditions of supply and demand and the characteristics of the workforce on wage distribution between 2004 and 2014. Our results indicate that the minimum wage contributed to reduce wage dispersion, especially among women and in the lowest stratum of the distribution. Among those with higher income, the main factor to reduce the dispersion were the conditions of supply and demand.

Keywords: minimum wage; wage inequality; kernel density estimation.

APÊNDICE A

DERIVAÇÃO DAS EXPRESSÕES DO MODELO DE BOUND E JOHNSON (1992)

O objetivo deste apêndice é detalhar a derivação das equações que permitem estimar o termo $d(\ln D_j)$, que é a variação nas condições de demanda por trabalho do grupo demográfico j .

O modelo de Bound e Johnson (1992) utiliza quatro hipóteses simplificadoras. Partiremos delas para chegar às equações para a estimação dos termos de variação da demanda por trabalho. Considere que há J grupos demográficos e I setores de atividade na economia.

H1: o produto de cada setor (Q_j) é uma função de unidades de eficiência do trabalho ($b_{ji}N_{ji}$) de cada grupo demográfico j , em que b_{ji} é um índice de eficiência técnica do grupo j no setor i . Formalmente, supõe-se que a função de produção possui elasticidade de substituição constante – do inglês *constant elasticity of substitution* (CES).

$$Q_i = a_i \left[\sum_j \delta_{ji} (b_{ji} N_{ji})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (\text{A.1})$$

em que a_i é um parâmetro que expressa a eficiência tecnológica neutra do setor i e o efeito da intensidade do capital; e σ é suposto constante e igual entre os setores ($\sigma \in (1, \infty)$).

H2: a demanda pelo produto de cada setor i é uma função do preço relativo e de um parâmetro exógeno que expressa mudanças nas preferências ou na demanda externa (θ_i).

$$\frac{Q_i}{Q_r} = \theta_i P_i^{-\varepsilon}, \quad (\text{A.2})$$

em que P_i é o preço relativo dos produtos do setor i em relação aos produtos do setor r .

H3: os níveis de emprego de todos os grupos demográficos j em cada setor i (N_{ji}) são determinados por equações que igualam a receita marginal dos produtos do trabalho do grupo j ao salário competitivo daquele grupo.

$$P_j MP_j = P_j \frac{\partial Q_j}{\partial N_{ji}} = P_j a_j \delta_{ji} b_{ji}^{1-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{Q_j}{N_{ji}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} = W_{jc}. \quad (\text{A.3})$$

H4: a economia encontra-se em pleno emprego, no sentido de que a oferta agregada total efetiva (ou seja, a força de trabalho medida menos o desemprego friccional) de cada grupo j (N_j) está dividida entre os I setores.

$$N_j = \sum_i N_{ij}. \quad (\text{A.4})$$

Para os setores i e l , H3 fica:

$$P_i a_i \delta_{ji} b_{ji}^{1-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{Q_i}{N_{ji}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} = W_{jc} \quad (\text{A.5})$$

e

$$P_l a_l \delta_{jl} b_{jl}^{1-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{Q_l}{N_{jl}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} = W_{jc}. \quad (\text{A.6})$$

De H2 temos:

$$\frac{Q_i}{Q_l} = \theta_i P_i^{-\varepsilon} \Rightarrow P_i = \left(\frac{Q_l \theta_i}{Q_i} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}}. \quad (\text{A.7})$$

Note que como P_i é o preço relativo do produto do setor i em relação àquele do setor l , então o preço P_l será igual à unidade. Logo, fazendo a razão entre as equações A.5 e A.6 e substituindo a equação A.7, temos:

$$\frac{P_i a_i \delta_{ji} b_{ji}^{1-\frac{1}{\sigma}} Q_i^{\frac{1}{\sigma}} N_{ji}^{-\frac{1}{\sigma}}}{a_l \delta_{jl} b_{jl}^{1-\frac{1}{\sigma}} Q_l^{\frac{1}{\sigma}} N_{jl}^{-\frac{1}{\sigma}}} = 1 \Rightarrow N_{ji} = N_{jl} \frac{\theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} b_{ji}^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}}}{a_l^{\sigma} \delta_{jl}^{\sigma} b_{jl}^{\sigma-1} Q_l^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}}}. \quad (\text{A.8})$$

Portanto, temos:

$$\begin{aligned} \phi_{ji} &= \frac{N_{ji}}{N_j} = \frac{N_{ji}}{\sum_i N_{ji}} = \frac{N_{jl} \left(\theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} b_{ji}^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \right)}{\sum_i N_{jl} \left(\theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} a_i^{\sigma} \delta_{ji}^{\sigma} b_{ji}^{\sigma-1} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \right)} \frac{\left(a_l^{\sigma} \delta_{jl}^{\sigma} b_{jl}^{\sigma-1} Q_l^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \right)}{\left(a_l^{\sigma} \delta_{jl}^{\sigma} b_{jl}^{\sigma-1} Q_l^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \right)} \\ &= \delta_{ji}^{\sigma} \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} \frac{x_i}{D_j}, \end{aligned} \quad (\text{A.9})$$

em que

$$x_i = a_i^{\sigma-1} \theta_i^{\frac{\sigma}{\varepsilon}} Q_i^{1-\frac{\sigma}{\varepsilon}} \quad (\text{A.10})$$

e

$$D_j = \sum_i \delta_{ji}^{\sigma} \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} x_i. \quad (\text{A.11})$$

Para estimarmos $d(\ln D_j)$, que expressa mudanças nos θ_i e a_i , fazemos o seguinte procedimento. Pela derivação total da equação A.11, temos:

$$d(\ln D_j) = \frac{1}{D_j} \left[\sum_i \delta_{ji}^\sigma (\sigma - 1) \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-2} d\left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right) x_i + \sum_i \delta_{ji}^\sigma \left(\frac{b_{ji}}{b_j} \right)^{\sigma-1} dx_i \right] =$$

$$(\sigma - 1) \sum_i \phi_{ji} d\left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) + \sum_i \phi_{ji} d(\ln x_i) = \sum_i \phi_{ji} d(\ln x_i),$$
(A.12)

já que $\sum_i \phi_{ji} d\left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right) = 0$. Os termos $d(\ln x_i)$ não são diretamente observáveis, porém é possível chegar a estimativas deles por meio da derivada total da equação A.9:

$$d(\ln \phi_{ji}) = \frac{d(\phi_{ji})}{\phi_{ji}} =$$

$$(1 - \phi_{ji}) d(\ln x_i) - \sum_{k \neq i} \phi_{jk} d(\ln x_k) + (\sigma - 1) d\left(\ln \frac{b_{ji}}{b_j} \right).$$
(A.13)

A equação A.13 pode ser reescrita na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} d(\ln \phi_{11}) \\ d(\ln \phi_{12}) \\ \vdots \\ d(\ln \phi_{J1}) \end{bmatrix} =$$
(A.14)

$$\begin{bmatrix} 1 - \phi_{11} & -\phi_{12} & \cdots & -\phi_{1J} \\ -\phi_{11} & 1 - \phi_{12} & \cdots & -\phi_{1J} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -\phi_{J1} & -\phi_{J2} & \cdots & 1 - \phi_{JJ} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(\ln x_1) \\ d(\ln x_2) \\ \vdots \\ d(\ln x_J) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d[\ln(b_{11}/b_1)] \\ d[\ln(b_{12}/b_1)] \\ \vdots \\ d[\ln(b_{J1}/b_J)] \end{bmatrix}.$$

Os termos $d[\ln(b_{ji}/b_j)]$ expressam a mudança técnica específica a grupos em setores; como não há informação sobre seus padrões, eles são tratados como erros. Os termos $d(\ln x_i)$ podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO) e então substituídos na equação A.12 para se obter estimativas de $d(\ln D_j)$.

REFERÊNCIAS

ABRAMSON, I. S. On Bandwidth Variation in Kernel Estimates – a square root law. **Annals of Statistics**, v. 10, n. 4, p. 1217-1223, 1982.

BOUND, J.; JOHNSON, G. Changes in the structure of wages in the 1980's: an evaluation of alternative explanations. **American Economic Review**, v. 82, issue 3, p. 371-392, June 1992.

BRITO, A. S.; MACHADO, D. C.; KERSTENETZKY, C. L. **A contribuição do salário mínimo para a redução recente da desigualdade na distribuição de renda no Brasil**: uma aplicação do método RIF Regression. Rio de Janeiro: Cede, 2013. (Texto para Discussão, n. 87). Disponível em: <<http://goo.gl/dA9VoE>>.

DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. **Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992**: a semiparametric approach. Québec: Cariers de Recherche; Université de Montréal, 1994. (Cariers de Recherche Discussion Paper, n. 9406). Disponível em: <<https://goo.gl/xQBjG1>>.

_____. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1001-1045, Sept. 1996.

FAJNZYLBER, P. **Minimum wage effects throughout the wage distribution**: evidence from Brazil's formal and informal sectors. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2001. (Texto para Discussão, n. 151). Disponível em: <<http://goo.gl/de413P>>.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional Quantile Regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953-973, May 2009.

FIRPO, S.; REIS, M. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS P. B.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. v. 2, c. 33, p. 499-506. Disponível em: <<http://goo.gl/PDed4I>>.

FOGUEL, M. **Uma avaliação dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. (Texto para Discussão, n. 564). Disponível em: <<http://goo.gl/8eYW9i>>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Mensal de Emprego**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. Série Relatórios Metodológicos, n. 23. Disponível em: <<http://goo.gl/xyevYn>>.

_____. Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – outubro 2014. [s.l.]: Sidra/IBGE, 6 nov. 2015. Disponível em: <<http://goo.gl/Im1QZs>>.

KERM, P. V. **Inequal7**: Stata module to compute measures of inequality. Statistical Software Components S416401, Boston College Department of Economics [s.l.]: [s.n.], Dec. 2001. Disponível em: <<https://goo.gl/jdz0Ny>>.

LEMONS, S. Minimum wage effects in a developing country. **Labour Economics**, v. 16, n. 2, p. 224-237, Apr. 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/qxK57V>>.

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES, E. Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 3, p. 277-298, set. 2009.

NEDER, H.; 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, n. 3, p. 395-429, dez. 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/BE0qhH>>.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct. 1973.

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. **Efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1168). Disponível em: <<http://goo.gl/a5s3ZE>>.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AMADEO, E. J.; GILL, I. S.; NERI, M. C. **Brazil: the pressure points in labor legislation**. Rio de Janeiro: FGV, 2000. (EPGE Ensaios Econômicos, n. 395). Disponível em: <<http://goo.gl/Co26je>>.

AUTOR, D.; MANNING, A.; SMITH, C. **The contribution of the minimum wage to US wage inequality over three decades: a reassessment**. Cambridge: NBER, 2010. (NBER Working Paper, n. 16533). Disponível em: <<http://goo.gl/61m8KY>>.

BOSCH, M.; MANACORDA, M. Minimum wages and earnings inequality in urban Mexico. **American Economic Journal: applied economics**, v. 2, n. 4, p. 128-149, Oct. 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/AlIQvc>>.

CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics using Stata**. College Station: Stata Press, 2010. Edição revisada.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M.; HECKSHER, M. **Efeitos dos pisos salariais estaduais sobre o mercado de trabalho: uma nova abordagem empírica**. São Paulo: Reap, 2012. (Reap Working Paper, n. 46). Disponível em: <<http://goo.gl/I8et9X>>.

RIBAS, R.; SOARES, S. **Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2008. (Texto para Discussão, n. 1348). Disponível em: <<http://goo.gl/El47KF>>.

SHEATHER, S. J.; JONES, M. C. A reliable data-based bandwidth selection method for Kernel density estimation. **Journal of the Royal Statistical Society, series B (methodological)**, v. 53, issue 3, p. 683-690, 1991. Disponível em: <<http://goo.gl/ekQU7h>>.

WHITEHOUSE, E. Measures of inequality in Stata. **Stata Technical Bulletin**, v. 4, issue 23, p. 20-23, 1995. Disponível em: <<http://goo.gl/3nJ7Tp>>.

WOOLDRIDGE, J. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2002. Disponível em: <<https://goo.gl/oMDWaQ>>.

(Originais submetidos em maio de 2014. Última versão recebida em março de 2015.
Aprovada em julho de 2015.)