TEXTO PARA DISCUSSÃO

2733

DINÂMICA DA DESIGUALDADE SALARIAL NO BRASIL E O PAPEL DE DETERMINANTES PARA ALÉM DA QUALIFICAÇÃO DOS TRABALHADORES

IGOR VIEIRA PROCÓPIO
RICARDO DA SILVA FREGUGLIA
CARLOS HENRIQUE CORSEUIL
FILLIPE GUEDES

ipea

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2733
Brasília, fevereiro de 2022

DINÂMICA DA DESIGUALDADE SALARIAL NO BRASIL E O PAPEL DE DETERMINANTES PARA ALÉM DA QUALIFICAÇÃO DOS TRABALHADORES

IGOR VIEIRA PROCÓPIO[1]
RICARDO DA SILVA FREGUGLIA[2]
CARLOS HENRIQUE CORSEUIL[3]
FILLIPE GUEDES[4]

1. Pesquisador do Laboratório de Estudos Econômicos da Universidade Federal de Juiz de Fora (Econs/UFJF). *E-mail*: <igor.procopio@ufjf.edu.br>.

2. Professor associado do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da UFJF. *E-mail*: <ricardo.freguglia@ufjf.edu.br>.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea. *E-mail*: <carlos.corseuil@ipea.gov.br>.

4. Doutorando em economia no PPGE/UFJF e pesquisador na Disoc/Ipea. *E-mail*: <fillipe.soares@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Ministério da Economia
Ministro Paulo Guedes

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
CARLOS VON DOELLINGER

Diretor de Desenvolvimento Institucional
MANOEL RODRIGUES JUNIOR

Diretora de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
FLÁVIA DE HOLANDA SCHMIDT

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
JOSÉ RONALDO DE CASTRO SOUZA JÚNIOR

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
NILO LUIZ SACCARO JÚNIOR

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
ANDRÉ TORTATO RAUEN

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
LENITA MARIA TURCHI

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
IVAN TIAGO MACHADO OLIVEIRA

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
ANDRÉ REIS DINIZ

OUVIDORIA: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2022

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: J31; J24; O15.
DOI: http://dx.doi.org/10.38116/td2733

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 6

2 METODOLOGIA 9

3 BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS 15

4 RESULTADOS 17

5 TESTES DE ROBUSTEZ 23

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS 27

REFERÊNCIAS 28

APÊNDICE A 30

SINOPSE

O objetivo deste artigo é avaliar a evolução dos componentes da desigualdade salarial no Brasil, especificamente a evolução do retorno das habilidades não observadas, no período 2003-2013. Utilizamos uma metodologia similar a proposta por Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), com base em uma hipótese de invariância da dispersão das habilidades não observadas para um conjunto de trabalhadores que permanece ocupado entre dois anos consecutivos. Incorporamos duas extensões a essa metodologia. Primeiro, permitimos que a evolução da desigualdade salarial fosse afetada por características não observáveis das firmas. Segundo, consideramos distintos conjuntos de trabalhadores para os quais se aplicariam a hipótese de invariância da dispersão das habilidades não observadas entre dois anos consecutivos. Nossos resultados obtidos a partir de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) identificada mostram que a primeira extensão afeta bastante os resultados, que, por sua vez, são robustos às alternativas consideradas para a segunda extensão da metodologia. Os resultados de nossa especificação preferida apontam para um crescimento do retorno (preço) das habilidades não observadas muito mais intenso do que ocorre sem considerar a influência das características não observáveis das firmas nos salários dos trabalhadores.

Palavras-chaves: desigualdade salarial; habilidades não observadas; retorno das habilidades.

ABSTRACT

The aim of this paper is to evaluate the evolution of wage inequality components in Brazil, specifically the evolution of the return to unobserved skills, in the period of 2003 to 2013. We use a method similar to that proposed by Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), based on a hypothesis of invariance of the dispersion of unobserved skills for a group of workers who remain employed between two consecutive years. We incorporated two rules into this method. First, we allowed the evolution of wage inequality to be affected by unobservable characteristics of firms. Second, it considers different sets of workers for whom the hypothesis of invariance of the dispersion of skills not observed between two consecutive years would apply. Our results obtained from Rais-Identified data show that the first extension affects the results, which are robust to the alternatives considered for the second extension of the method. The results of our preferred specification point to a growth in the return (price) to unobserved skills, much more intense than what occurs without considering the influence of unobservable characteristics of firms on workers' wages.

Keywords: wage inequality; unobserved skills; return to skills.

1 INTRODUÇÃO

As variações na desigualdade salarial nas últimas décadas mundo afora motivaram uma investigação mais detalhada sobre as causas de tal fenômeno. Uma importante constatação da literatura que se incumbiu dessa investigação é que uma parcela significativa das alterações na desigualdade salarial pode ser atribuída à dispersão de salários intragrupos (*within groups*) de indivíduos com características de educação e idade semelhantes (Katz e Murphy, 1992; Juhn, Murphy e Pierce, 1993; Acemoglu, 2002).

Porém, há um debate sobre a importância da dispersão de salários intragrupos para explicar a evolução da desigualdade salarial; em particular se a referida importância se restringe a contextos específicos (Lemieux, 2010). Nesse sentido, há evidências apontando para uma maior importância sendo restrita aos: i) anos 1980 (Card e Dinardo, 2002; Lemieux, 2006); ou ii) trabalhadores que ganham maiores salários, nesse caso mesmo após os anos 1980 (Autor, Katz e Kearney, 2008).

Ter clareza sobre a importância da dispersão de salários intragrupos em um contexto mais atual é fundamental para se apontar as melhores alternativas para atenuar a desigualdade. Uma importância maior desse componente da desigualdade indicaria, por exemplo, que políticas que se propõem a expandir a frequência a determinadas etapas do sistema educacional não seriam suficientes para combater a desigualdade. Nesse cenário, seria mais recomendável pensar em atuar na distribuição de habilidades dos indivíduos não mensuradas em fontes de informações convencionais, e, portanto, não observáveis aos olhos dos estudiosos do tema, tais como as habilidades socioemocionais.

O debate sobre a relevância da dispersão dos salários intragrupos tem duas características muito marcantes. A primeira delas é que, entre os determinantes da desigualdade salarial, dá-se muita ênfase às características dos indivíduos e ignora-se o papel das características das firmas para a evolução da desigualdade. A esse respeito, vale mencionar o trabalho de Alvarez *et al*. (2018) que destaca o papel desse componente para a evolução recente da desigualdade salarial no Brasil. A segunda característica marcante desse debate é ser dominado pela análise dos dados para os Estados Unidos.

Neste artigo, procuramos ampliar o escopo do debate ao levar em conta os possíveis efeitos de características não observáveis das firmas para a evolução da desigualdade salarial e seus determinantes. Adicionalmente, passamos a considerar o caso brasileiro em detrimento ao caso norte-americano.

O foco no Brasil traz ao menos duas vantagens para se avançar na correta identificação do papel de uma suposta valorização das habilidades não observadas dos indivíduos para a evolução da desigualdade salarial. Em primeiro lugar, permite levar em consideração as características mencionadas das firmas, na medida em que temos disponível um registro administrativo que combina informações de trabalhadores e firmas, em detrimento às pesquisas domiciliares utilizadas nas análises para os Estados Unidos que se limitam a fornecer informações sobre os trabalhadores.

Em segundo lugar, nos Estados Unidos, outros determinantes da desigualdade tendem a agir no mesmo sentido dessa suposta valorização das habilidades não observadas, como a desvalorização do salário mínimo que também contribuiria para um aumento da desigualdade. Essa correlação positiva entre esses fatores tende a dificultar a tarefa de isolar o papel da valorização das habilidades não observáveis.

Já no Brasil, observamos uma significativa queda na desigualdade salarial no período recente quando vários determinantes pressionaram tal desigualdade nessa mesma direção que vem a ser oposta à direção apontada por uma suposta valorização das habilidades não observadas. Por exemplo, houve uma valorização do salário mínimo no período que estudaremos, apontada por Engbom e Moser (2021) como fundamental na redução da desigualdade salarial. Adão (2015), por sua vez, estima que choques nos preços mundiais de *commodities* foram responsáveis de 5% a 10% da queda na desigualdade salarial no Brasil entre 1991 e 2010. Ferreira, Leite e Litchfield (2008) mostram a queda no prêmio salarial da educação, devido à expansão da oferta de mão de obra qualificada, como um importante fator de determinação na queda da desigualdade. Ou seja, no Brasil a tarefa de identificar um determinante da desigualdade salarial que a tenha pressionado para cima, como supostamente é o caso dos retornos às habilidades não observadas, parece bem menos desafiadora.

Nossa formulação metodológica está fundamentada na proposta de Lemieux (2006). Esse autor avançou em relação aos outros estudos ao propor um método para explicitar a evolução dos retornos às habilidades não observadas dos trabalhadores, que era apenas deduzida anteriormente a partir da evolução do componente intragrupos da desigualdade salarial. A evolução desses retornos é identificada a partir de uma hipótese crucial, qual seja, a de que a dispersão das habilidades não observadas é constante ao longo do tempo. Note que essa hipótese pode ser considerada bem restritiva. Nesse contexto, essa hipótese requer, por exemplo, que a distribuição de habilidades não observadas de jovens com ensino superior completo e pouca experiência no mercado de trabalho teria se mantido constante ao longo do tempo, embora tenha aumentado significativamente, nos anos recentes, a gama de cursos superiores de qualidades diversas disponíveis para moldar a trajetória pré-ingresso no mercado de trabalho desse grupo.

Por esse motivo, adotamos estratégia similar à proposta por Cortes e Hidalgo-Pérez (2015); estes se valem do arcabouço de Lemieux (2006), mas relaxam a hipótese em questão. Cortes e Hidalgo-Pérez (2015) fixam a variância das habilidades individuais não observáveis apenas durante pequenos intervalos de tempo e para um grupo de pessoas que permanecem empregadas nesse mesmo intervalo. Ao manter fixa a composição dos indivíduos amostrados, esse método impede a interferência de fatores relacionados a mudanças nessa composição, sejam estes de cunho estrutural ou relacionados ao ciclo econômico.

Em relação a fatores de cunho estrutural, a tendência de aumento na frequência de níveis mais alto de ensino observada nas últimas décadas pode vir a trazer uma correspondente alteração na composição desses trabalhadores. De forma complementar, em momento de crise, é possível que os trabalhadores que se mantiveram empregados fossem submetidos a um processo de seleção mais criterioso do que em momentos de expansão econômica.

Note que a implementação da nossa metodologia depende de sermos capazes de identificar um trabalhador ao longo do tempo, bem como de identificarmos as firmas que o empregam ao longo da sua trajetória profissional. Por isso, utilizamos o banco de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) identificada, que consiste em uma espécie de censo dos trabalhadores formais brasileiros e permite acompanhar não só o mesmo indivíduo ao longo do tempo, sempre que este estiver empregado formalmente, como também associá-lo às respectivas firmas empregadoras. Nesse contexto, os resultados de nossa especificação preferida apontam para um crescimento do retorno (preço) das habilidades não observadas muito mais intenso do que ocorre sem considerar a influência das características não observáveis das firmas nos salários dos trabalhadores.

Por fim, analisamos a robustez desse resultado diante das restrições alternativas a respeito do grupo de trabalhadores que permanece empregado em um curto espaço de tempo, responsáveis, portanto, por evitar influências indevidas oriundas de mudanças na composição. Os resultados permanecem praticamente inalterados ao considerar:

- qualquer trabalhador que permaneceu empregado (no setor formal) em dois anos consecutivos;
- apenas aqueles que permaneceram empregados em dois anos consecutivos na mesma firma; e
- apenas aqueles que permanecem empregados em dois anos consecutivos no mesmo posto de trabalho, entendido como a mesma firma e a mesma ocupação.

Note que as alternativas consideradas não mais fixam a composição apenas das características individuais, como também passam a fixar a composição relacionada a: i) características das firmas; e ii) características do posto de trabalho.

No restante do texto, reportaremos a metodologia, a base de dados e os nossos resultados principais nas seções 2, 3 e 4 respectivamente. A seção 5 é dedicada à análise de robustez dos resultados nas dimensões mencionadas anteriormente, e a seção 6 traz nossas considerações finais.

2 METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste artigo é fundamentada em Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), que, por sua vez, partem do modelo desenvolvido em Lemieux (2006) para interpretar mudanças na desigualdade residual. Em ambos os casos, o elemento central da metodologia é a variância intragrupo de trabalhadores homogêneos. Essa delimitação visa evitar que mudanças na composição dos trabalhadores empregados possam afetar a variância do salário (ou do termo residual de uma regressão minceriana).

Nos dois trabalhos em questão, cuja metodologia será detalhada na subseção 2.1, a delimitação é baseada exclusivamente em características individuais. No entanto, mudanças na composição das firmas também podem estar influenciando na evolução da variância do salário. Motivados por essa possibilidade, propomos uma extensão que basicamente leva em conta também características das firmas para agrupar os trabalhadores. Essa extensão será detalhada na subseção 2.2 desta seção.

2.1 Agrupamentos baseados exclusivamente em características individuais

De acordo com o modelo, o salário do indivíduo i no tempo t é explicado por um conjunto de habilidades observadas e por um termo de erro, conforme a equação (1):

$$\boldsymbol{w_{it} = x_{it} b_t + u_{it},} \tag{1}$$

em que w_{it} é o logaritmo do salário-hora do indivíduo i no tempo t; x_{it}, um vetor contendo as habilidades observadas; b_t, o preço destas habilidades no tempo t; e u_{it}, os resíduos do salário. O salário residual é decomposto em duas partes, uma referente ao efeito das habilidades não observadas e_{it} e seu retorno p_t, e a outra parte que representa os erros de medida ou choques

aleatórios, v_{it}. Assume-se que v_{it} é independente das habilidades não observadas. Essa decomposição é apresentada na equação (2).

$$\boldsymbol{u_{it} = p_t e_{it} + v_{it}.} \tag{2}$$

A variância residual dos salários pode ser decomposta de acordo com a equação (3):

$$\boldsymbol{V_t = p_t^2 \sigma_t^2 + \sigma_{v,t}^2,} \tag{3}$$

em que V_t é a variância residual; σ_t^2, a variância das habilidades não observadas; e $\sigma_{v,t}^2$, a variância do erro de medida.

Para entender a dinâmica da desigualdade residual, a principal dificuldade é separar o efeito dos principais fatores que atuam neste fenômeno. A equação (3) mostra que alterações na variância residual podem ocorrer por três canais: i) o preço (prêmio) ou retorno das habilidades não observadas, p_t, que podem se alterar em função de alterações em sua demanda e oferta; ii) a dispersão das habilidades não observadas, σ_t^2; e iii) o erro de medida, $\sigma_{v,t}^2$. A identificação da contribuição de cada fator é um desafio, pois nenhum deles é observado. Para reduzir o problema de identificação, neste artigo desconsidera-se o efeito do erro de medida, da mesma maneira que em Lemieux (2006) e Cortes e Hidalgo-Pérez (2015).

A equação (3) pode ser decomposta para cada subgrupo das habilidades observadas. Considere que as habilidades observadas podem ser caracterizadas pelo nível de educação e pela experiência dos trabalhadores. Para um indivíduo com nível de escolaridade c e nível de experiência a, a equação (3) passa a ser escrita como:

$$\boldsymbol{V_{a,c,t} = p_{a,c,t}^2 \sigma_{a,c,t}^2 + \sigma_{v,a,c,t}^2.} \tag{4}$$

A maneira usual de identificar os componentes da variância residual, conforme utilizado em Lemieux (2006), consiste em impor a hipótese de variância constante ao longo do tempo das habilidades não observadas, ou seja, $\sigma_{a,c,t}^2 = \sigma_{a,c}^2$.

Com esta hipótese, a razão da variância residual entre dois períodos se resume à razão dos preços das habilidades não observadas, conforme apresentado em (5):

$$\frac{V_{a,c,t}}{V_{a,c,t-1}} = \frac{p_t^2}{p_{t-1}^2}$$

$$\boldsymbol{lnp_t - lnp_{t-1} = (\tfrac{1}{2}) ln(\tfrac{V_{a,c,t}}{V_{a,c,t-1}}).} \tag{5}$$

Da equação (5) é possível deduzir a série dos retornos das habilidades não observadas. Fazendo uma normalização do $p_0 = 1$, tem-se:

$$\boldsymbol{lnp_t = \left(\frac{1}{2}\right)\sum_{\tau=1}^{t} ln\left(\frac{V_{a,c,\tau}}{V_{a,c,\tau-1}}\right) \qquad \vee\, t > 0.} \tag{6}$$

A estratégia de identificação desenvolvida em Cortes e Hidalgo-Pérez (2015) relaxa a hipótese de variância constante das habilidades não observadas e impõe uma hipótese menos restritiva: a variância das habilidades não observadas é constante apenas em períodos curtos e somente quando condicionada a um mesmo grupo de trabalhadores que permanecem empregados neste curto período. Portanto, para aplicar tal estratégia, é necessário o uso de uma base de dados longitudinal. Seguindo a terminologia dos autores, seja s^t o subgrupo de trabalhadores com salários observados no período $t-1$ e t. Neste subgrupo, aplica-se a hipótese da variância constante nestes dois períodos, conforme a equação (7):

$$\boldsymbol{\sigma^2_{a,c,t,s^t} = \sigma^2_{a-1,c,t-1,s^t}.} \tag{7}$$

Aplicando-se esta hipótese, a razão entre a variância residual entre dois períodos no subgrupo definido por s^t, passa a ser escrita de acordo com a equação (8):

$$\boldsymbol{\frac{V_{a,c,t,s^t}}{V_{a-1,c,t-1,s^t}} = \frac{p_t^2}{p_{t-1}^2}}$$

$$\boldsymbol{lnp_t - lnp_{t-1} = \left(\frac{1}{2}\right)ln\left(\frac{V_{a,c,t,s^t}}{V_{a-1,c,t-1,s^t}}\right).} \tag{8}$$

Da equação (8) é possível deduzir a série dos retornos das habilidades não observadas. Fazendo uma normalização do $p_0 = 1$, tem-se:

$$\boldsymbol{lnp_t = \left(\frac{1}{2}\right)\sum_{\tau=1}^{t} ln\left(\frac{V_{a,c,\tau,s^\tau}}{V_{a,c,\tau-1,s^\tau}}\right) \qquad \vee\, t > 0.} \tag{9}$$

Para aplicar a decomposição da variância residual, é preciso, antes de tudo, estimar os resíduos salariais. Em um primeiro momento, adota-se uma hipótese restritiva para o comportamento das características não observadas com as características observadas. Portanto, para um primeiro exercício empírico, assumem-se as mesmas hipóteses adotadas em Lemieux (2006) e Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), $E(e_{it}|x_{it}) = 0$ e $E(v_{it}|x_{it} = 0)$. Considerando esta hipótese, estima-se a relação na equação (1) pelo método dos mínimos quadrados ordinários e calculam-se os resíduos para cada ano do banco de dados.

2.2 Agrupamentos baseados em características individuais e características atribuídas às firmas

O arcabouço utilizado na subseção 2.1 parte de um pressuposto de que a evolução salarial para trabalhadores com dados níveis de escolaridade e experiência é determinada pela evolução das características não observáveis desses trabalhadores e pela evolução de seus respectivos preços. No entanto, essa evolução salarial pode, adicionalmente, refletir aspectos não observáveis em nível de firma, e não apenas dos trabalhadores.

Ter a possibilidade de isolar a influência de componentes não observáveis das firmas parece ser relevante para o caso brasileiro, haja vista as evidências apresentadas por Alvarez *et al*. (2018). Os autores documentam que a contribuição dos efeitos fixos de firmas para a redução da desigualdade salarial no país é de 40% do total. Ou seja, haveria uma tendência de queda na dispersão entre firmas dos seus respectivos fatores não observáveis que influenciam os salários.

Portanto, resta saber o que ocorreria com a evolução estimada da dispersão salarial de trabalhadores de um determinado nível de escolaridade e experiência ao remover essa tendência de queda e, por fim, como uma eventual mudança nessa evolução estimada rebateria na evolução dos retornos, e da variância das habilidades não observáveis.

Sob essa motivação, consideramos analisar, em um primeiro momento, em que medida as mesmas hipóteses de identificação usadas na subseção 2.1 seriam suficientes para identificar a evolução do retorno de características não observáveis dos trabalhadores, em um arcabouço ampliado, para incorporar o papel de atributos da firma na determinação do salário.

Suponha que o verdadeiro modelo de determinação do salário (em *log*) contemplando os efeitos de atributos da firma (θ_j) para qualquer ano t, para trabalhadores com nível x de experiência e escolaridade, seja:

$$\boldsymbol{w_{ijt} = x_{it} b_t + \theta_j + u_{it}}, \tag{10}$$

em que u é o resíduo salarial de uma regressão baseada nesse modelo. Para fins didáticos, vamos considerar que θ_j pode ser classificado como um efeito aleatório, e, portanto, não correlacionado a x.

Quando não se tem informação sobre a firma empregadora de cada trabalhador amostrado, não se pode contemplar o efeito da firma na regressão. Nesse caso, o resíduo proveniente dessa estimativa é representado, a seguir, de forma análoga ao resíduo considerado na subseção 2.1 que, por sua vez, segue o que foi considerado por Lemieux (2006) e Cortes e Hidalgo-Pérez (2015):

$$\boldsymbol{u_{ijt} = p_t e_{it} + \theta_j + v_{it}}. \tag{11}$$

As hipóteses que usamos na subseção 2.1 para identificar *p* foram as descritas a seguir.

1) $Var(e_{it}) = K_1$: entre *t-1* e *t* para o subgrupo de trabalhadores que se mantêm ocupados nesse horizonte temporal.
2) $Var(v_{i,t}) = K_2$: entre *t-1* e *t* para o subgrupo de trabalhadores que se mantêm ocupados nesse horizonte temporal.
3) $Cov(e_{it}, v_{it}) = 0$: para qualquer *t*.

Mostraremos, a seguir, que essas hipóteses não são mais suficientes para a identificação desejada. Procedendo de forma análoga ao que foi feito na subseção 2.1, vamos analisar a variância do resíduo salarial, que, sob as três hipóteses anteriores, pode ser descrita como:

$$\boldsymbol{Var(u_{ijt}) = p_t^2 k_1 + Var(\theta_j) + p_{it} cov(e_{it}, \theta_j) + k_2 + cov(v_{it}, \theta_j)}. \tag{12}$$

É fácil ver que *p* não é identificado só com as três hipóteses, haja vista a evolução desconhecida de:

$$Var(\theta_j) + p_t cov(e_{it}, \theta_j) + cov(v_{it}, \theta_j). \tag{12.1}$$

Há evidência disponível de trajetórias variáveis no tempo ao menos para os dois primeiros termos. No caso do primeiro termo, há evidência disponível inclusive com dados brasileiros, conforme já comentamos a respeito do trabalho de Alvarez *et al*. (2018).[1]

2.3 Arcabouço metodológico para identificar a evolução de *p* contemplando o papel de atributos das firmas na determinação do salário

Considere o resíduo salarial proveniente da estimação da equação (10) por um modelo mais realista, que incorpora efeito fixo da firma além das características observáveis dos trabalhadores (*x*). Tal resíduo pode ser representado conforme a equação (13), quando proveniente do procedimento de estimação que elimina os efeitos fixos via desvio da média em relação ao conjunto de trabalhadores na mesma firma.

$$\boldsymbol{u_{it} = p_t(e_{it} - \overline{e_{i(t)}}) + (v_i - \overline{v_{i(t)}})}, \tag{13}$$

1. Card *et al*. (2018) e outros autores reportam evidências de trajetória ascendente para $cov(e_{it}, \theta_j)$.

em que a barra horizontal em cima da variável representa desvio da média em relação ao conjunto de trabalhadores na mesma firma.

Consequentemente, a variância desse termo de resíduo corresponderia a:

$$\boldsymbol{Var(u_{it})} = \boldsymbol{p_t^2 Var(e_{it} - \overline{e_{i(t)}}) + Var(v_i - \overline{v_{i(t)}}) + 2Cov[(e_{it} - \overline{e_{i(t)}}), (v_i - \overline{v_{i(t)}})]}. \quad (14)$$

É fácil mostrar que as hipóteses a seguir são suficientes para identificar *p*.

4) $Var(e_{it} - \overline{e_{i(t)}}) = K_1$: para trabalhadores que permanecem empregados na mesma firma em qualquer biênio *t-1* e *t*.
5) $Var(v_{it} - \overline{v_{i(t)}}) = K_2$:: para trabalhadores que permanecem empregados na mesma firma em qualquer biênio *t-1* e *t*.
6) $Cov[(e_{it} - \overline{e_{i(t)}}), (v_i - \overline{v_{i(t)}}) = 0$: para qualquer biênio *t-1* e *t*.

Em cada firma *j*, a média dos efeitos fixos de seus trabalhadores $(\overline{e_{i(t)}})$ e a média dos termos que representam erros de medida ou choques aleatórios $(\overline{v_{i(t)}})$ serão constantes entre dois pontos no tempo se a análise for restrita ao conjunto de trabalhadores que permanecem empregados na mesma firma nesse mesmo horizonte temporal. Logo, ao restringir a análise para essa amostra, temos que a validade das hipóteses 1 a 3 são suficientes para atestar a validade das hipóteses 4 a 6.

Nesse sentido, também estimamos a equação de salário incorporando um efeito fixo de firma e tornamos a fazer os cálculos da decomposição da variância do resíduo dessa regressão. Assim, analogamente ao que foi resumido na seção 1, geramos os resíduos dos indivíduos por ano, agora, com efeito fixo de firma, e, posteriormente, agrupamos estes resíduos por células de características observáveis para trabalhadores empregados em pares de anos em empresas que aparecem no mesmo par.

3 BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Conforme já salientado, para a viabilidade da utilização da estratégia de identificação de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), é necessário que seja realizada a identificação dos indivíduos em dois períodos de tempo sequenciais distintos. Tendo isto em vista, os dados utilizados neste artigo são provenientes da Rais, um banco de dados de registros administrativos do Ministério do Trabalho que contém informações sobre características: individuais de trabalhadores que possuem vínculo de trabalho formal; e relacionadas a trabalho, como salário, tempo de emprego, horas trabalhadas, além de informações da empresa empregadora.

Além das características dos trabalhadores anteriormente citadas, a base de dados da Rais também contempla informações sobre o local de trabalho dos indivíduos formalmente empregados. Utilizamos, então, o identificador referente ao Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ) em nossa especificação a qual levamos em consideração os efeitos fixos de firmas.

Foram utilizadas informações entre 2003 e 2013. Apenas os indivíduos com vínculo ativo em 31 de dezembro foram mantidos na nossa amostra. Com o intuito de torná-la comparável com aquelas usadas na literatura citada, restringimos nossa análise apenas para homens brancos, cujo propósito é tentar homogeneizar os trabalhadores no que se refere às suas características observáveis. Devido ao tamanho da base de dados em questão e à consequente dificuldade computacional, nossa amostra final é composta por uma seleção aleatória de 10% realizada após o empilhamento dos dados nos anos mencionados.

Os trabalhadores foram divididos em três grupos de acordo seu nível educacional. O primeiro grupo, composto pelos indivíduos de baixa educação, representa os trabalhadores com escolaridade até o ensino fundamental completo. O segundo grupo, o de educação intermediária, engloba os trabalhadores com educação formal acima do grupo anterior e até o ensino superior incompleto, e, por fim, o terceiro grupo, o de alta educação, é composto pelos trabalhadores com ensino superior completo.[2]

A tabela 1 exibe as estatísticas descritivas para as variáveis utilizadas na amostra no período 2003-2013. São resumidas informações para o *log* do salário-hora real dos trabalhadores do mercado formal com vínculo ativo, a idade dos indivíduos vinculados e o percentual anual para cada um dos grupos educacionais.

2. O nível de escolaridade e a experiência são apontados em diversos trabalhos como os principais determinantes da renda no Brasil. Ver Pecora e Menezes-Filho (2014), Ferreira, Firpo e Messina (2017) e Jaume (2018).

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Log do salário-hora real	3,26	0,81	0,53	10,98
Idade (anos)	34,75	10,89	18	70
Até ensino fundamental completo (% por ano)	51,20	49,98	41,64	64,53
Até ensino superior incompleto (% por ano)	41,00	49,18	28,08	49,10
Ensino superior completo (% por ano)	7,81	0,2683	6,97	9,26

Fonte: Rais (2003-2013).
Elaboração dos autores.

Para uma observação preliminar da dinâmica de aspectos importantes na nossa análise, a tabela 2 mostra aspectos mais relacionados à desigualdade salarial, tais como a composição da força de trabalho por nível de escolaridade e as variâncias salarial e residual ao longo do período analisado. Nota-se um aumento da escolaridade do trabalhador de um modo geral. Em 2003, os trabalhadores menos educados formalmente representavam mais de 65% da mão de obra. Já no final do período, o panorama era bem diferente. Houve uma queda brusca da participação dos trabalhadores de baixa educação com um aumento principalmente dos trabalhadores de educação intermediária, que passaram a representar o principal grupo. Os trabalhadores mais qualificados, apesar de um comportamento oscilatório, demonstram uma tendência de crescimento.

Quando observamos, ainda na tabela 2, a evolução da variância da renda incondicional, em logaritmo do salário-hora, e condicionada pelos grupos de educação, vemos que a desigualdade salarial vem diminuindo ao longo do tempo, corroborando a literatura anteriormente mencionada.[3]

TABELA 2
Dinâmica da variância salarial, residual e composição educacional (2003-2013)

Ano	Variância salarial	Variância residual	Até o ensino fundamental completo	Até o ensino superior incompleto	Ensino superior completo
2003	0,69	0,45	64,53	28,08	7,39
2004	0,70	0,46	62,62	30,37	7,01
2005	0,66	0,43	59,98	32,99	7,03

(Continua)

3. Os valores dos resíduos foram obtidos com a estimação da equação $w_{it} = x_{it}b_t + u_{it}$. O resultado da estimação está no apêndice A deste artigo.

(Continuação)

Ano	Variância salarial	Variância residual	Até o ensino fundamental completo	Até o ensino superior incompleto	Ensino superior completo
2006	0,62	0,41	57,42	35,61	6,97
2007	0,61	0,40	54,97	37,95	7,08
2008	0,60	0,40	52,67	40,13	7,20
2009	0,58	0,38	50,41	42,01	7,58
2010	0,56	0,38	48,04	43,99	7,97
2011	0,56	0,38	45,66	46,13	8,21
2012	0,55	0,36	43,69	47,45	8,86
2013	0,54	0,36	41,64	49,10	9,26

Fonte: Rais (2003-2013).
Elaboração dos autores.

4 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados do artigo com base no cálculo do prêmio pela educação e também na metodologia anteriormente especificada. A tabela 3 apresenta a evolução do prêmio pela educação, tanto para os indivíduos de educação intermediária quanto para o de pessoas de educação mais alta na amostra.

O prêmio para o primeiro nível foi calculado com o salário médio dos trabalhadores deste grupo de educação dividido pelo salário médio dos trabalhadores de educação mais baixa. O prêmio do ensino superior, por sua vez, é o resultado da divisão do salário médio dos trabalhadores de alta qualificação pelo salário médio dos demais trabalhadores. Nossos resultados mostram que ambos os prêmios apresentam uma trajetória de queda ao longo do tempo. Esta queda é um reflexo da alteração da composição da força de trabalho, com um aumento da participação de trabalhadores com maiores níveis de escolaridade mais que proporcional à demanda por estes trabalhadores.

TABELA 3
Prêmio pela educação (2003-2013)

Ano	Ensino superior completo	Até o ensino superior incompleto
2003	1,59	1,14
2004	1,57	1,13
2005	1,54	1,12

(Continua)

(Continuação)

Ano	Ensino superior completo	Até o ensino superior incompleto
2006	1,52	1,11
2007	1,49	1,10
2008	1,46	1,09
2009	1,45	1,08
2010	1,42	1,07
2011	1,40	1,07
2012	1,38	1,06
2013	1,36	1,05

Fonte: Rais (2003-2013).
Elaboração dos autores.
Obs.: O prêmio de educação para o grupo de pessoas com maior educação (ensino superior completo) é calculado com base na divisão do salário médio do próprio grupo em relação ao salário médio dos demais. O prêmio para os indivíduos com educação intermediária (até o ensino superior incompleto) é obtido a partir da razão entre o salário médio do próprio grupo e o salário médio de pessoas com a educação mais baixa.

Apesar da importância desse resultado para o entendimento da queda da desigualdade salarial, como foi visto, a maior parte da variação salarial é explicada por componentes intragrupos de educação e experiência.[4] Os próximos resultados apresentados se referem à aplicação da metodologia desenvolvida por Cortes e Hidalgo-Pérez (2015). Para fins de comparação, é apresentado o resultado para o método com a hipótese de variância das habilidades não observadas constante ao longo do tempo, o qual chamamos de método tradicional, e para o método de Cortes e Hidalgo-Pérez, intitulado de método novo.

Para obter os resíduos salariais, regredimos o salário-hora real contra um conjunto de *dummies* educacionais, a variável de idade dos indivíduos e as interações entre idade e as variáveis educacionais. O conjunto de trabalhadores que se mantêm empregados em pares de anos (*stayers*), de fundamental importância em relação à estratégia de identificação proposta por Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), foi definido como o grupo de indivíduos empregados no período em dois anos da amostra subsequentes.

O gráfico 1 compara o retorno da habilidade de forma agregada pelos dois métodos, com o logaritmo do preço normalizado em zero nos dois casos para o primeiro ano da amostra e outro gráfico com a estimação da variância das habilidades não observadas utilizando a equação (3).

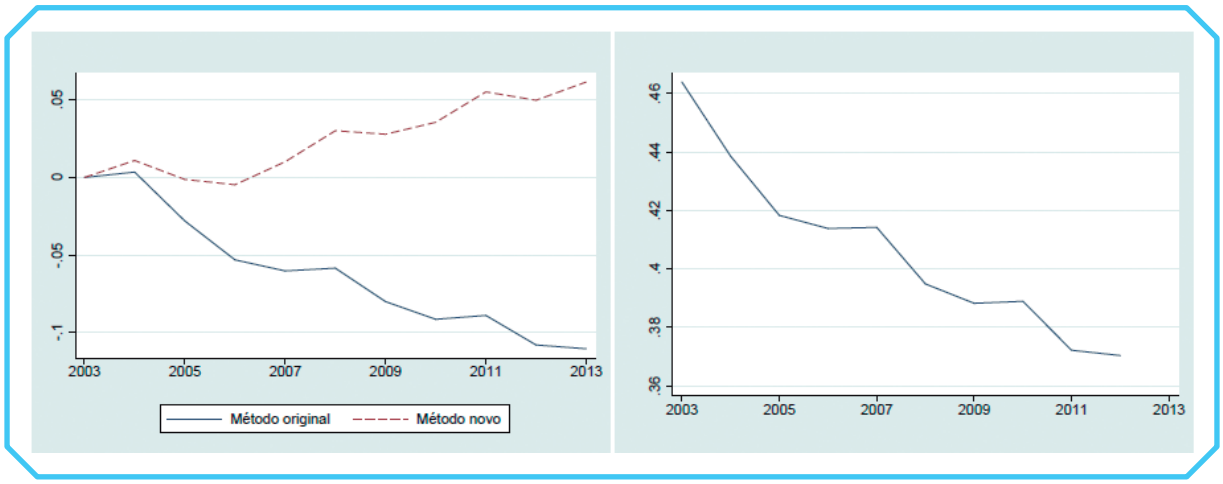
4. O *R*-quadrado das regressões da especificação inicial estimadas situa em torno de 0,40, indicando que mais da metade da variação salarial decorre de fatores não observáveis (apêndice A).

Enquanto que pelo método tradicional o preço apresenta uma trajetória de queda, no método novo, o preço sobe de forma quase monotônica. Esta diferença entre os resultados implica que o comportamento decrescente apresentado pelo método original é consequência de uma redução da variância das habilidades não observadas, e não do preço destas. Ao observar o comportamento da variância das habilidades não observadas estimadas, verificamos que a série apresenta um comportamento decrescente no período.

GRÁFICO 1

Decomposição da variância das habilidades não observadas

1A – Retorno das habilidades não observadas 1B – Variância das habilidades não observadas



Fonte: Rais (2003-2013).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. No gráfico 1A, temos o retorno das habilidades não observadas usando o ano de 2003 como base, em que o método original se refere à metodologia de decomposição salarial proposta em Lemieux (2006) e o resultado para o método novo foi obtido a partir de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015). O gráfico 1B corresponde à variância das habilidades não observadas, estimada segundo a equação (3).

2. Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Como anteriormente especificado, o método de Lemieux (2006) fixa a dispersão das habilidades não observadas durante todo o horizonte temporal considerado e em toda a amostra. Isto, portanto, permite que a série temporal do preço (retorno) das habilidades não observadas seja identificada pela série de dispersão dos resíduos salariais em toda a amostra. Já na metodologia de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), conforme aqui reproduzimos, a dispersão das habilidades não observadas só é fixa em pares de anos consecutivos e para a subamostra de *stayers*. Sendo assim, a série de retorno passa a ser identificada pela dispersão do resíduo salarial das respectivas amostras de *stayers* em cada par de ano.

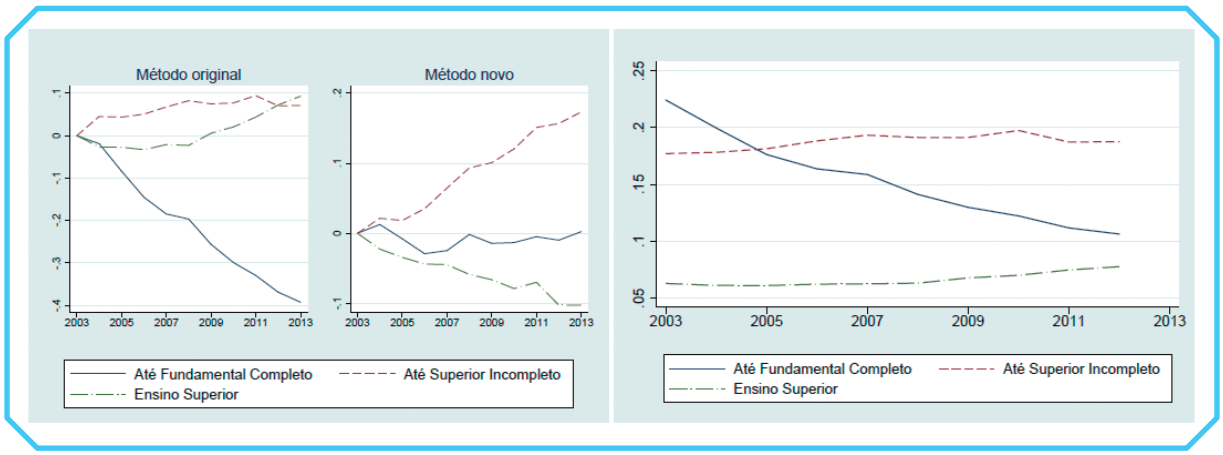
Sob as hipóteses de identificação assumidas, o gráfico 1 sugere que a dispersão das habilidades não observadas deveria estar caindo para a amostra completa, mas a impossibilidade de considerar esta queda em Lemieux devido a sua hipótese restritiva faz essa queda ser detectada no preço. Ao deixarmos essa dispersão variar no tempo tal como em Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), tiramos da série de retorno uma pressão de queda advinda da redução na variância das habilidades não observadas. Neste cenário, portanto, acreditamos que os retornos em questão estão subindo.

Para ampliar o entendimento da variância residual, é interessante olhar para o comportamento de uma forma mais desagregada. O gráfico 2 é análogo ao que foi apresentado no gráfico 1, só que agora agrupamos para cada um dos níveis educacionais. Assim, os resultados do gráfico 2A, nossa identificação preferida, destacam o crescimento do retorno das habilidades não observadas dentro do subgrupo de trabalhadores com educação intermediária, a queda para o nível de educação mais alto e a relativa estabilidade para indivíduos com educação até o fundamental completo. Em relação à dispersão de tais habilidades, a queda mais proeminente se dá em torno de pessoas com educação baixa.

GRÁFICO 2

Decomposição das habilidades não observadas: por nível de educação

2A – Retorno das habilidades não observadas 2B – Variância das habilidades não observadas



Fonte: Rais (2003-2013).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. No gráfico 2A, temos o retorno das habilidades não observadas para os diferentes níveis educacionais usando o ano de 2003 como base, em que o método original se refere à metodologia de decomposição salarial proposta em Lemieux (2006) e o resultado para o método novo foi obtido a partir de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015). No gráfico 2B, inserimos informações que correspondem à variância das habilidades não observadas por nível educacional, estimada segundo a equação (3).

2. Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Quando desagregamos por nível educacional, a aplicação do método original nos leva a acreditar que existe uma tendência de queda no preço da habilidade não observada para indivíduos com educação até o ensino fundamental, e de aumento do preço nos grupos intermediário e dos mais educados ao longo do tempo. Entretanto, quando observamos o método novo e o gráfico 2B, verificamos que, na realidade, a queda do primeiro grupo pode ser traduzida em declínio na variância das habilidades, e não no preço. Para o segundo, o ganho em nível de preço é mais proeminente do que os demais; no caso do terceiro grupo, o preço cai de modo mais acentuado.

Por fim, testamos o comportamento dos resultados já verificados com os resíduos gerados, a partir da regressão utilizando efeitos fixos de firma. Os resultados para estimações do retorno e da variância, neste caso, estão resumidos nos gráficos 3 e 4.

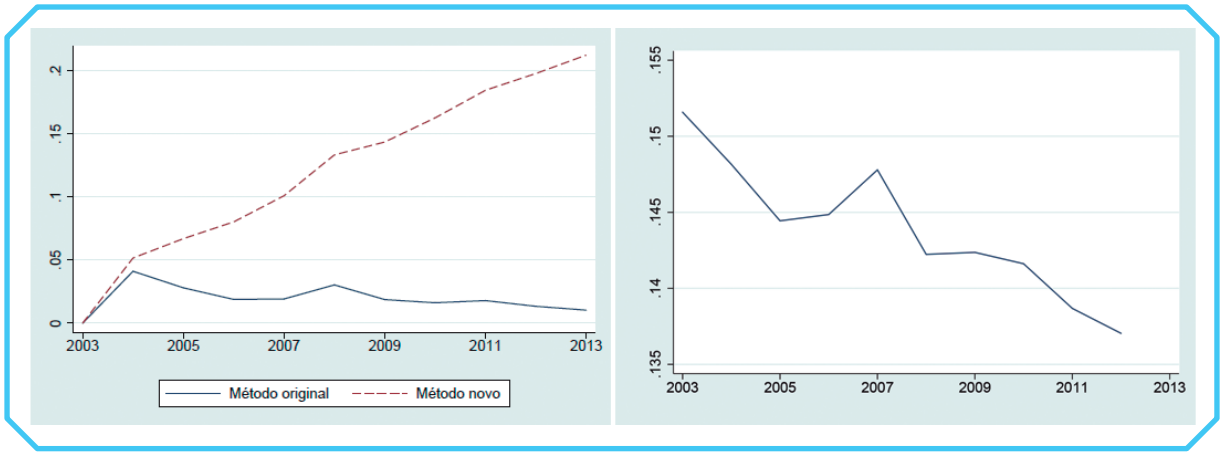
O gráfico 3, quando comparado ao gráfico 1, nos mostra que o efeito fixo de firma tende a intensificar o aumento ao longo do tempo dos retornos das habilidades não observadas. Isto é, a dispersão dos resíduos salariais e, portanto, os preços das habilidades não observadas vêm crescendo relativamente mais quando passamos a controlar os resíduos salariais por aspectos relacionados a firmas.

Este fato encontra respaldo no argumento expresso na equação (12), quando mostramos que a evolução da variância das características não observáveis pode vir a se misturar com a evolução dos retornos das habilidades não observáveis. No caso do resultado que mostramos, a evolução da variância das características não observáveis estaria caindo de forma a pressionar para baixo a dispersão dos resíduos salariais, de forma a corroborar os achados de Alvarez *et al*. (2018) já comentados. Esta mudança vale tanto para o procedimento com base em Lemieux (2006) quanto para o procedimento com base em Cortes e Hidalgo-Pérez (2015).

GRÁFICO 3

Decomposição da variância das habilidades não observadas com efeitos fixos de firmas

3A – Retorno das habilidades não observadas 3B – Variância das habilidades não observadas



Fonte: Rais (2003-2013).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. No gráfico 3A, temos o retorno das habilidades não observadas usando o ano de 2003 como base e efeitos fixos de firma da geração dos resíduos. O método original se refere à metodologia de decomposição salarial proposta em Lemieux (2006) e o resultado para o método novo foi obtido a partir de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015). O gráfico 3B, que corresponde à variância das habilidades não observadas, é estimado segundo a equação (3), levando em consideração os efeitos fixos de firma.

2. Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

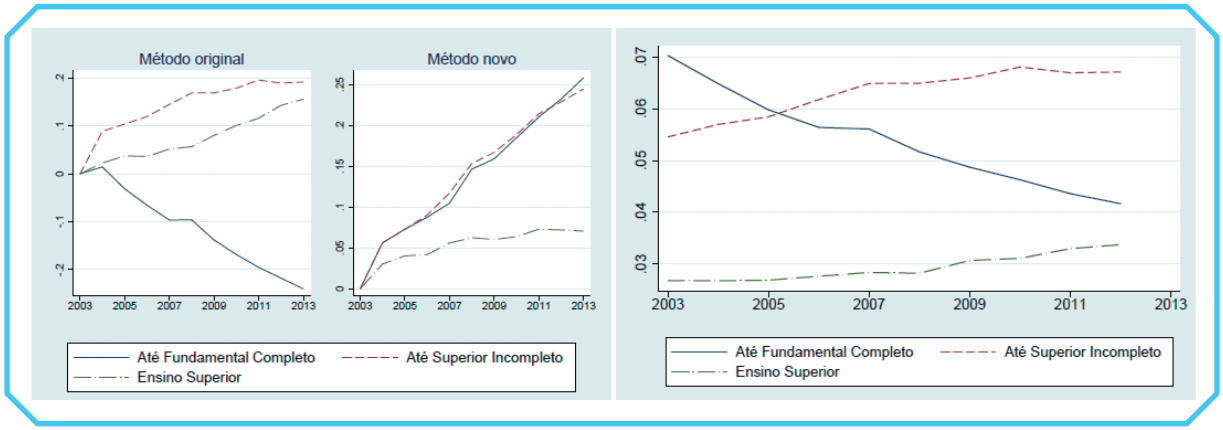
Quando observamos os resultados com efeitos fixos de firma com dados desagregados por educação (gráfico 4), notamos que o crescimento do preço para os grupos de educação mais baixos é responsável por puxar o aumento do valor agregado total para o método novo.

Em suma, nossos resultados ressaltam a importância de se analisar o comportamento da variância residual. Enquanto que a análise das habilidades observadas aponta para uma redução do prêmio pela qualificação, ao ampliar a análise para a evolução da desigualdade residual, percebe-se que o retorno pelas habilidades não observadas é crescente para o caso geral e também para grupos específicos de educação.

GRÁFICO 4

Decomposição das habilidades não observadas: por nível de educação com efeitos fixos de firma

4A – Retorno das habilidades não observadas 4B – Variância das habilidades não observadas



Fonte: Rais (2003-2013).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. No gráfico 4A, temos o retorno das habilidades não observadas para os diferentes níveis educacionais usando o ano de 2003 como base e efeitos fixos de firma para geração dos resíduos. O método original se refere à metodologia de decomposição salarial proposta em Lemieux (2006) e o resultado para o método novo foi obtido a partir de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015). No gráfico 4B, inserimos informações que correspondem à variância das habilidades não observadas por nível educacional, estimada segundo a equação (3).

2. Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

5 TESTES DE ROBUSTEZ

Conforme encontrado na seção 4, o retorno da habilidade não observada apresentou-se como positivo nas especificações as quais optamos por relaxar a hipótese restritiva de variância das habilidades constantes para toda a amostra.

Inicialmente, para verificar que nossos resultados não são direcionados pela nossa amostra selecionada, realizamos testes adicionais em que escolhemos diferentes recortes amostrais, os quais compreendem indivíduos que:

- permaneceram empregados na mesma firma; e
- permaneceram empregados na mesma firma e ocupação.

Um indivíduo é classificado como pertencente à mesma firma quando o CNPJ referente ao seu vínculo empregatício não se altera entre pares de anos. Da mesma forma, o indivíduo está na mesma firma e ocupação quando a condição anterior é respeitada e, adicionalmente, ele está alocado na mesma ocupação levando em consideração os três primeiros dígitos da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO).

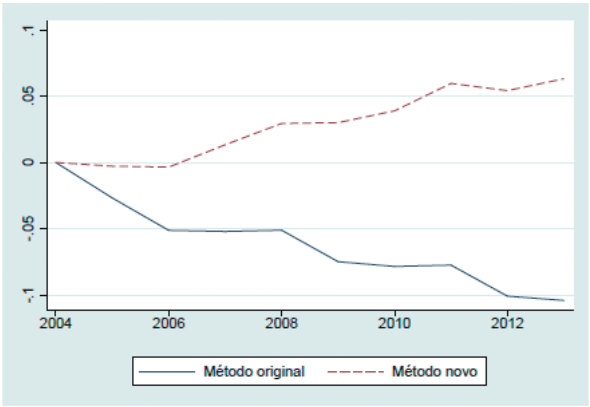
Esta seção, portanto, replica o que foi feito até aqui, contudo apresentamos os resultados para os recortes amostrais anteriormente considerados. Para capturar os indivíduos nas condições especificadas, usamos, na nossa amostra, o período 2004-2013. De um modo geral, vemos que nossos resultados não são sensíveis a escolhas na amostra que utilizamos. Os resultados, tanto para a amostra com pessoas empregadas na mesma firma quanto para indivíduos na mesma firma e ocupação, nos retornam o que já havíamos conhecido na seção 4.

Nosso teste de robustez seguinte se deu através da desagregação da nossa categoria de educação mais básica (pessoas com até o ensino fundamental completo) em duas outras categorias, as quais: i) indivíduos com apenas ensino fundamental completo e atrelado a ocupações que estão ligadas ao salário mínimo; e ii) indivíduos com apenas ensino fundamental completo e atrelado a ocupações que não estão ligadas ao salário mínimo. Uma vez que o maior aumento no retorno e a maior diminuição na variância das habilidades não observáveis vêm da faixa mais baixa de educação, é possível imaginar que o aumento de salário mínimo ocorrido no Brasil pode retirar os trabalhadores com menores níveis de habilidades não observáveis nas ocupações tipicamente remuneradas pelo mínimo (ou seja, os empregadores se tornam mais seletivos nas contratações para essas categorias, ou até eliminam esses postos de trabalho). Isso diminuiria a variância nesse grupo que pode ser muito correlacionado com a faixa mais baixa de educação.

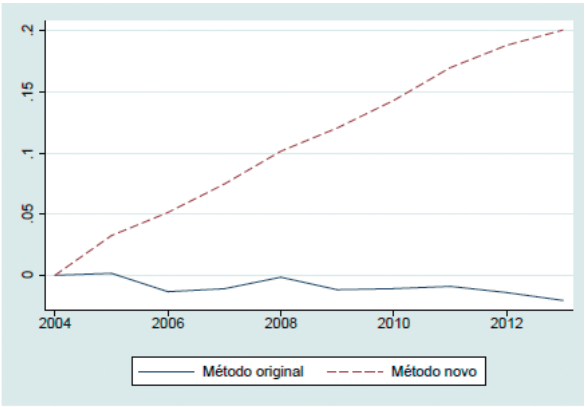
GRÁFICO 5

Decomposição da variância das habilidades não observadas para diferentes recortes amostrais: retornos da habilidade não observada

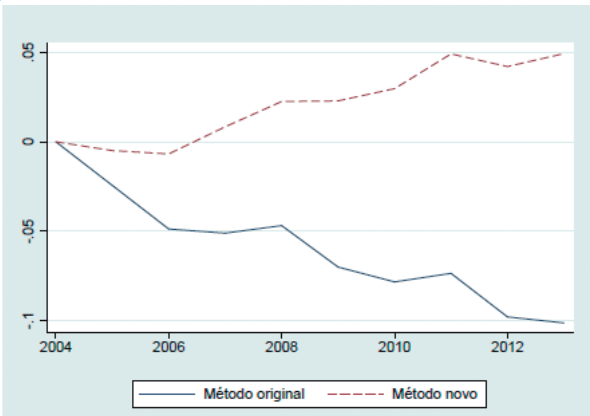
5A – Mesma firma



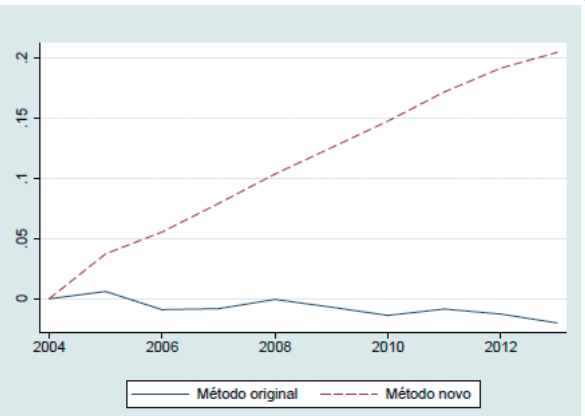
5B – Mesma firma com efeitos fixos



5C – Mesma firma e ocupação



5D – Mesma firma e ocupação com efeitos fixos



Fonte: Rais (2003-2013).

Elaboração dos autores.

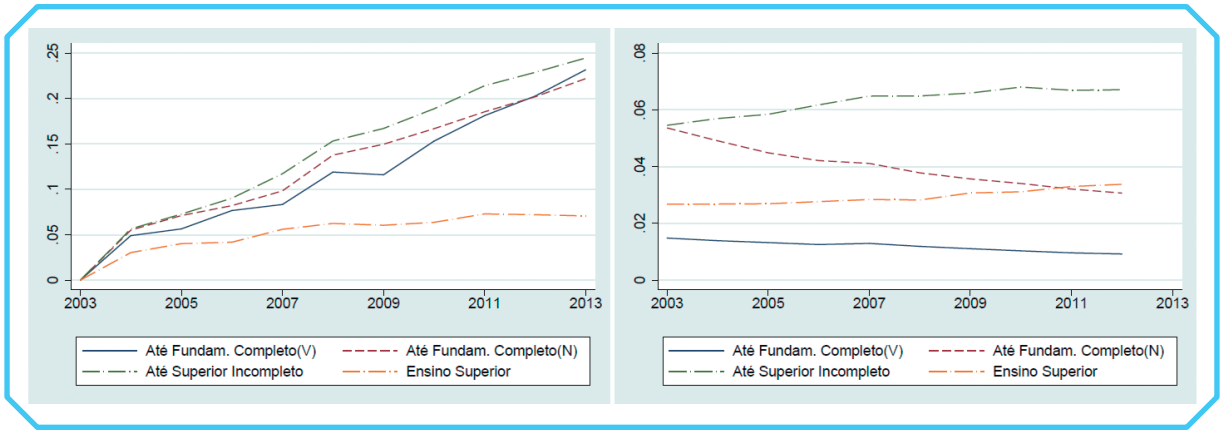
Obs.: 1. Gráficos de retorno das habilidades não observadas para diferentes recortes amostrais usando o ano de 2003 como base. O método original se refere à metodologia de decomposição salarial proposta em Lemieux (2006) e o resultado para o método novo foi obtido a partir de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015). No gráfico 5A, temos o resultado para indivíduos na mesma firma em pares de anos e, no gráfico 5B, apresentamos o mesmo recorte amostral, entretanto com a introdução de efeitos fixos de firmas. No gráfico 5C, temos o resultado para indivíduos na mesma firma e ocupação em pares de anos, e, no gráfico 5D, apresentamos o mesmo recorte amostral, entretanto com a introdução de efeitos fixos de firmas.

2. Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

GRÁFICO 6

Decomposição da variância das habilidades não observadas para diferentes recortes amostrais: por nível de educação

6A – Retorno das habilidades não observadas 6B – Variância das habilidades não observadas



Fonte: Rais (2003-2013).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Gráficos de retorno das habilidades não observadas para diferentes recortes amostrais usando o ano de 2003 como base. O método novo foi obtido a partir de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015) e com uso de efeitos fixos de firma. Em *até fundamental completo (V)*, temos os indivíduos com este nível de educação e ocupações vinculadas ao salário mínimo. No caso de *até fundamental completo (N)*, temos os indivíduos que não estão atrelados a ocupações que pagam, em maioria, até o valor do salário mínimo. No gráfico 6B, temos a variância das habilidades não observadas, estimada segundo a equação (3).

2. Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Categorizamos as ocupações "atreladas ao salário mínimo" como sendo aquelas nas quais há uma concentração maior de trabalhadores com rendimentos de até um salário mínimo entre aqueles com nível educacional correspondente ao fundamental completo ou inferior. Utilizamos como referência para ocupações os três primeiros dígitos da CBO. A tabela A.3 do apêndice A mostra as ocupações que usamos como referência.[5]

Em virtude de nossa explicação sobre a importância do efeito fixo de firma para a análise e também pelo fato de o modelo de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015) produzir resultados preferidos, procedemos no gráfico 6 com os resultados do método novo, além da variância das habilidades não observadas para os grupos educacionais, levando em consideração a nova desagregação em questão. O que percebemos, no entanto, é que os resultados não suportam a hipótese de que o aumento do

5. Embora tenhamos usado o ano de 2003 como base, vemos que estas ocupações, em grande parte, se mantêm ao longo do tempo aqui analisado.

salário mínimo poderia ter provocado o maior aumento no retorno e a maior queda na variância nas habilidades não observadas dos poucos educados em relação aos demais níveis de educação.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo, buscamos analisar o comportamento do retorno das habilidades não observadas a partir da metodologia de decomposição de Lemieux (2006) e, a partir dela, aplicamos a estratégia de identificação proposta por Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), a fim de relaxar a hipótese restritiva de que a variância das habilidades não observadas é constante ao longo do tempo para toda a amostra.

O artigo buscou contribuir para o entendimento da dinâmica salarial ao não analisar apenas o comportamento das características observáveis. Conforme foi apresentado, o prêmio pela qualificação é importante para ressaltar o papel da relação da demanda e oferta de trabalhadores qualificados na desigualdade salarial. No entanto, a maior parte da variação salarial é explicada por fatores não observados. Compreender os mecanismos que atuam na desigualdade residual fortalecem as discussões sobre desigualdade salarial e subsidiam a formulação de políticas públicas.

A análise direta sobre a desigualdade residual não permite um entendimento de quais são os mecanismos que influenciam sua dinâmica. Contudo, identificar o papel dos diversos componentes da parte residual dos salários é um desafio, pois nenhum destes componentes é observado. Em função desta dificuldade, é necessário que se imponham algumas hipóteses sobre o comportamento de seus componentes. Lemieux (2006) analisou o papel da desigualdade residual nos Estados Unidos impondo uma hipótese forte sobre o comportamento da variância das habilidades não observadas ao longo do tempo. Utilizando a hipótese de que a variância das habilidades não observadas é constante ao longo do tempo, o autor conseguiu identificar a evolução do retorno destas habilidades.

Todavia, segundo destacam Cortes e Hidalgo-Pérez (2015), esta hipótese restringe o comportamento das habilidades não observadas de forma difícil de se verificar na prática. Em função desta limitação, os autores relaxam esta hipótese e a substituem por uma hipótese menos restritiva. Consideram que a variância das habilidades não observadas é constante apenas em curtos períodos de tempo e somente para um grupo de trabalhadores que permanecem empregados em pares de anos no período observado.

Nosso artigo aplicou ambas as estratégias para os dados do mercado formal de trabalho brasileiro no período 2003-2013. Neste período, a literatura e os dados utilizados neste trabalho

apontam para uma redução da desigualdade salarial, bem como para uma diminuição da desigualdade entre trabalhadores de diferentes grupos de capital humano, definidos pelo nível de escolaridade e de experiência. No entanto, os resultados encontrados para o retorno das habilidades não observadas indicam um comportamento oposto ao prêmio pela qualificação. De uma forma agregada, na especificação sem a hipótese restritiva, encontramos que o retorno das habilidades não observadas apresenta uma trajetória crescente, ressaltando a importância da análise da decomposição do componente residual do salário. Ao incrementarmos nossa análise com os efeitos fixos de firma, vimos que essa relação se intensifica ao longo do tempo.

Os resultados encontrados para o Brasil neste artigo são o contrário do que ocorre nos Estados Unidos. O trabalho de Cortes e Hidalgo-Pérez (2015) identifica um aumento no preço da habilidade não observada em relação ao uso do método de variância constante para toda a amostra e, por sua vez, uma queda na mesma série para a adaptação metodológica que eles mesmos propuseram.

Entender melhor os mecanismos que formam as habilidades não observadas e/ou o tipo de habilidade não observada que é demandada no mercado de trabalho é fundamental para a ampliação do debate e para a formulação de políticas públicas voltadas para a redução das desigualdades salariais no Brasil, que, apesar do comportamento de queda, ainda se situa em patamares muito elevados. Ademais, conhecer as habilidades demandadas no mercado de trabalho é necessário para equacionar a relação oferta e demanda de trabalhadores qualificados.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D. Technical change, inequality, and the labor market. **Journal of Economic Literature**, v. 40, n. 1, p. 7-72, Mar. 2002.

ADÃO, R. **Worker heterogeneity, wage inequality, and international trade**: theory and evidence from Brazil. MIT, 2015. p. 98. No prelo.

ALVAREZ, J. *et al*. Firms and the decline in earnings inequality in Brazil. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 10, n. 1, p. 149-189, Jan. 2018.

AUTOR, D. H.; KATZ, L. F.; KEARNEY, M. S. Trends in U.S. wage inequality: revising the revisionists. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, Unites States, v. 90, n. 2, p. 300-323, May 2008.

CARD, D. *et al*. Firms and labor market inequality: evidence and some theory. **Journal of Labor Economics**, University of Chicago Press, Chicago, v. 36, n. S1, p. 13-70, Jan. 2018.

CARD, D.; DINARDO, J. E. Skill-biased technological change and rising wage inequality: some problems and puzzles. **Journal of Labor Economics**, The University of Chicago Press, Chicago, v. 20, n. 4, p. 733-783, Oct. 2002.

CORTES, G. M.; HIDALGO-PÉREZ, M. **Changes in the return to skills and the variance of unobserved ability**. Sevilla: Pablo de Olavide University, Dec. 14, 2015. (Working Paper Series, n. 1515).

ENGBOM, N.; MOSER, C. **Earnings inequality and the minimum wage**: evidence from Brazil. Cambridge, United States: NBER, May 2021. (Working Paper, n. 28831).

FERREIRA, F. H. G.; FIRPO, S. P.; MESSINA, J. **Ageing Poorly?** Accounting for the decline in earnings inequality in Brazil, 1995-2012. Washington: World Bank, 2017. (Working Paper, n. 8018).

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A. The rise and fall of Brazilian inequality: 1981-2004. **Macroeconomic Dynamics**, Cambridge, v. 12, n. S2, p. 199-230, Sept. 2008.

JAUME, D. **The labor market effects of an educational expansion**: a theoretical model with applications to Brazil. La Plata: Cedlas, Jan. 2017. (Working Paper, n. 220). Disponível em: <https://bit.ly/3ueHAl1>.

JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 101, n. 3, p. 410-442, Jun. 1993.

KATZ, L. F.; MURPHY, K. M. Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 107, n. 1, p. 35-78, Feb. 1992.

LEMIEUX, T. Increasing residual wage inequality: composition effects, noisy data, or rising demand for skill? **American Economic Review**, v. 96, n. 3, p. 461-498, June 2006.

_____. What do we really know about changes in wage inequality? *In*: ABRAHAM, K. G.; SPLETZER, J. R.; HARPER, M. (Ed.). **Labor in the New Economy**. Chicago: University of Chicago Press, Oct. 2010. p. 17-59.

PECORA, A. R.; MENEZES-FILHO, N. O papel da oferta e da demanda por qualificação na evolução do diferencial de salários por nível educacional no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 2, p. 205-240, abr.-jun. 2014.

APÊNDICE A

TABELAS DE REGRESSÃO

TABELA A.1
Resultados da regressão (2003-2013)

	(2003)	(2004)	(2005)	(2006)	(2007)	(2008)	(2009)	(2010)	(2011)	(2012)	(2013)
Até o ensino superior incompleto	-0,214*** (0,00486)	-0,184*** (0,00352)	-0,159*** (0,00318)	-0,141*** (0,00292)	-0,103*** (0,00270)	-0,0722*** (0,00255)	-0,0664*** (0,00239)	-0,0404*** (0,00222)	-0,0149*** (0,00214)	-0,00545*** (0,00200)	-0,00670*** (0,00195)
Ensino superior completo	0,890*** (0,0118)	0,945*** (0,00875)	0,873*** (0,00821)	0,800*** (0,00794)	0,789*** (0,00758)	0,728*** (0,00704)	0,675*** (0,00677)	0,602*** (0,00625)	0,613*** (0,00609)	0,543*** (0,00568)	0,516*** (0,00553)
Idade	0,0129*** (6,22e-05)	0,0127*** (4,72e-05)	0,0125*** (4,49e-05)	0,0119*** (4,21e-05)	0,0115*** (4,02e-05)	0,0110*** (3,94e-05)	0,0106*** (3,75e-05)	0,0100*** (3,57e-05)	0,00969*** (3,52e-05)	0,00915*** (3,39e-05)	0,00882*** (3,37e-05)
Até o ensino superior incompleto * idade	0,0198*** (0,000162)	0,0187*** (0,000115)	0,0169*** (0,000104)	0,0154*** (9,47e-05)	0,0137*** (8,71e-05)	0,0120*** (8,08e-05)	0,0110*** (7,51e-05)	0,00967*** (6,88e-05)	0,00840*** (6,51e-05)	0,00707*** (6,00e-05)	0,00659*** (5,73e-05)
Ensino superior completo * idade	0,0193*** (0,000308)	0,0183*** (0,000226)	0,0197*** (0,000215)	0,0207*** (0,000208)	0,0205*** (0,000200)	0,0212*** (0,000188)	0,0221*** (0,000180)	0,0230*** (0,000167)	0,0223*** (0,000163)	0,0229*** (0,000152)	0,0225*** (0,000149)
Constante	2,111*** (0,00210)	2,212*** (0,00162)	2,285*** (0,00154)	2,380*** (0,00146)	2,458*** (0,00140)	2,567*** (0,00139)	2,653*** (0,00133)	2,760*** (0,00128)	2,868*** (0,00128)	2,994*** (0,00125)	3,104*** (0,00126)
Observações	1.375.821	2.479.700	2.625.337	2.793.052	2.991.160	3.187.845	3.332.033	3.543.356	3.673.905	3.845.266	3.927.224
R-quadrado	0,345	0,346	0,352	0,348	0,342	0,330	0,339	0,335	0,330	0,334	0,328

Elaboração dos autores.
Obs.: Erros-padrão robustos em parênteses. *** $p<0,01$; ** $p<0,05$; e * $p<0,1$.

TABELA A.2

Resultados da regressão com efeitos fixos de firma (2003-2013)

	(2003)	(2004)	(2005)	(2006)	(2007)	(2008)	(2009)	(2010)	(2011)	(2012)	(2013)
Até o ensino superior incompleto	-0,316*** (0,00509)	-0,309*** (0,00330)	-0,288*** (0,00304)	-0,262*** (0,00282)	-0,237*** (0,00262)	-0,202*** (0,00250)	-0,175*** (0,00238)	-0,154*** (0,00224)	-0,128*** (0,00217)	-0,0992*** (0,00210)	-0,0838*** (0,00207)
Ensino superior completo	0,310*** (0,0127)	0,279*** (0,00851)	0,253*** (0,00814)	0,208*** (0,00777)	0,218*** (0,00739)	0,191*** (0,00694)	0,192*** (0,00662)	0,180*** (0,00620)	0,174*** (0,00597)	0,168*** (0,00560)	0,178*** (0,00547)
Idade	0,0100*** (7,21e-05)	0,00972*** (4,84e-05)	0,00959*** (4,65e-05)	0,00934*** (4,44e-05)	0,00932*** (4,21e-05)	0,00916*** (4,14e-05)	0,00886*** (4,01e-05)	0,00852*** (3,83e-05)	0,00842*** (3,77e-05)	0,00829*** (3,71e-05)	0,00815*** (3,71e-05)
Até o ensino superior incompleto * idade	0,0155*** (0,000161)	0,0148*** (0,000103)	0,0137*** (9,47e-05)	0,0126*** (8,70e-05)	0,0116*** (8,01e-05)	0,0104*** (7,49e-05)	0,00942*** (7,06e-05)	0,00863*** (6,53e-05)	0,00775*** (6,22e-05)	0,00683*** (5,93e-05)	0,00626*** (5,75e-05)
Ensino superior completo * idade	0,0182*** (0,000320)	0,0183*** (0,000213)	0,0188*** (0,000206)	0,0193*** (0,000197)	0,0188*** (0,000188)	0,0193*** (0,000178)	0,0191*** (0,000170)	0,0191*** (0,000159)	0,0187*** (0,000154)	0,0184*** (0,000144)	0,0178*** (0,000141)
Constante	2,323*** (0,00254)	2,442*** (0,00172)	2,512*** (0,00167)	2,593*** (0,00161)	2,658*** (0,00154)	2,751*** (0,00153)	2,829*** (0,00149)	2,926*** (0,00144)	3,026*** (0,00144)	3,125*** (0,00143)	3,222*** (0,00144)
Observações	1.375.821	2.479.700	2.625.337	2.793.052	2.991.160	3.187.845	3.332.033	3.543.356	3.673.905	3.845.266	3.927.224
R-quadrado	0,804	0,789	0,783	0,774	0,769	0,760	0,758	0,752	0,751	0,745	0,743

Elaboração dos autores.

Obs.: Erros-padrão robustos em parênteses. *** $p<0,01$; ** $p<0,05$; e * $p<0,1$.

TABELA A.3

Ocupações atreladas ao mínimo (até fundamental completo)

CBO	Percentual	Acumulado
622	11,92	11,92
621	9,33	21,25
514	8,72	29,97
717	6,84	36,82
521	6,36	43,17
623	4,57	47,74
513	3,29	51,04
783	3,19	54,23

Fonte: Rais (2003-2013).

Elaboração dos autores.

Obs.: Principais ocupações atreladas ao salário mínimo para indivíduos de educação até ensino fundamental completo. Utilizamos como referência os três primeiros dígitos da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO).

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Chefe do Editorial
Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Chefia
Rafael Augusto Ferreira Cardoso
Samuel Elias de Souza

Supervisão
Camilla de Miranda Mariath Gomes
Everson da Silva Moura

Editoração
Anderson Silva Reis
Cristiano Ferreira de Araújo
Danilo Leite de Macedo Tavares
Leonardo Hideki Higa

Capa
Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico
Aline Cristine Torres da Silva Martins

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA ECONOMIA

PÁTRIA AMADA BRASIL GOVERNO FEDERAL