

PRÊMIO SALARIAL ASSOCIADO ÀS COMPETÊNCIAS DOS TRABALHADORES NO BRASIL^{1,2}

Otávio Florentino Detoni³
Ricardo da Silva Freguglia⁴
Carlos Henrique Corseuil⁵

A habilidade ou competência para exercer um dado pacote de tarefas possui estreita relação com o nível educacional dos indivíduos, sua ocupação e conseqüentemente com a produtividade do trabalho. Nesse sentido, o objetivo do artigo é estimar os determinantes dos diferenciais salariais para trabalhadores brasileiros, com ênfase no efeito das tarefas realizadas e nas respectivas habilidades demandadas dos trabalhadores. A partir de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) nos anos de 2003 a 2014, foram medidas as intensidades das competências relativas às ocupações da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), com base no modelo proposto por Spitz-Oener (2006), adaptado por Guanzioli (2014) para ocupações brasileiras. Para medir o prêmio salarial associado às competências dos trabalhadores no Brasil, as estimações consideraram, separadamente, efeitos fixos dos indivíduos e das firmas. Os resultados obtidos indicam maiores retornos salariais para indivíduos cujas ocupações se caracterizam pela realização de tarefas de cunho analítico e interativo, com destaque para a evolução positiva do prêmio salarial associado a tais competências. Já os prêmios salariais associados às competências rotineiras manuais e cognitivas foram se distanciando dos prêmios das tarefas de cunho analítico e interativo e se tornando cada vez mais semelhantes aos associados ao conjunto de competências não rotineiras manuais.

Palavras-chave: diferenciais salariais; habilidades; ocupações; tarefas; efeitos fixos.

SKILL WAGE PREMIUM IN BRAZIL: A TASK BASED APPROACH

The ability or competence to perform a given package of tasks is related to the educational level of the individuals, their occupation, and, consequently, their work performance. The objective of this paper is to estimate the determinants of wage differentials for Brazilian workers, with an emphasis on the effect of tasks performed in occupations on wages. Using data from the Annual Report of Social Information – RAIS, from 2003 to 2014, we measured the task intensity associated to worker occupations classified by the Brazilian Classification of Occupations (CBO), based on the approach of Spitz-Oener (2006), adapted by Guanzioli (2017) for Brazilian occupations. To measure the wage premium associated with the skills of workers in Brazil, we considered estimates with fixed effects of firms and firms – separately. Our main results show higher wage returns for the workers that are characterized by the performance of analytical and interactive analysis tasks, with emphasis on

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n3art1>

2. Este projeto foi financiado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq (305797 / 2019-0 e 438574 / 2018-4) e pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais, Brasil – Fapemig (PPM-00703-17).

3. Doutorando na Universidade de São Paulo (USP). *E-mail:* otavio-florentino@hotmail.com.

4. Professor associado da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). *E-mail:* ricardo.freguglia@ufjf.edu.br.

5. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Disoc/Ipea). *E-mail:* carlos.corseuil@ipea.gov.br.

the positive evolution of the wage premium associated with these skills. For those who perform intensive work in routine tasks, the results indicate lower returns associated with skills.

Keywords: wage differentials; skills; occupations; tasks; fixed effects.

JEL: J24, J31.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de rendimentos é recorrentemente apontada como um importante problema do nosso mercado de trabalho. Exatamente por isso, uma extensa literatura já procurou identificar os principais determinantes da elevada desigualdade nos rendimentos do trabalho observada no Brasil. Coelho e Corseuil (2002) e Firpo e Portella (2019) sintetizam diversos estudos com esse propósito. Os estudos mais antigos mostravam que parte significativa dos diferenciais de rendimento do trabalho no Brasil estava relacionada a uma relativa escassez de qualificação dos trabalhadores, o que tornava o salário dos trabalhadores qualificados muito maiores do que o salário dos trabalhadores não qualificados. Empiricamente a qualificação era aproximada por níveis de escolaridade, seguindo a tradicional abordagem da literatura de capital humano (Mincer, 1974).

No entanto, a literatura internacional vem questionando a validade de usar o nível de escolaridade como uma estatística suficiente sobre a qualificação do trabalhador. Esse questionamento tem sido motivado justamente por uma incapacidade de se explicar alterações recentes na distribuição de rendimentos do trabalho em países desenvolvidos, sobretudo nos Estados Unidos.

Como alternativa, ganha força a abordagem baseada em tarefas (do original *task based approach*). Essa abordagem preconiza que variações na distribuição de salários podem refletir variações na demanda relativa por tarefas específicas, e que não necessariamente são realizadas por trabalhadores de um único nível educacional. Autor, Levy e Murnane (2003) colocam essa abordagem em evidência ao ligar variações na demanda relativa por tarefas a mudanças tecnológicas nos Estados Unidos. Em seguida Autor, Katz e Kearney (2006) documentam como essas mudanças na demanda relativa por tarefas fizeram a distribuição de emprego se alterar de forma a comprimir aqueles associados a níveis intermediários de salários, gerando uma polarização no emprego. Esse fenômeno é dificilmente acomodado por uma explicação baseada em mudanças nos retornos à escolaridade. No entanto, os autores mostram que essa polarização pode ser acomodada por uma queda no retorno de tarefas rotineiras.

Seguindo essa linha de investigação, Ingram e Neumann (2006) argumentaram que a educação, por si só, não mede a qualificação adequadamente, e sugeriram uma medida alternativa baseada nas tarefas realizadas no trabalho pelos indivíduos. Encontraram resultados os quais indicam que variações em medidas

de intensidade de tarefas ou de intensidade de habilidades exigidas explicam uma fração substancial do aumento da dispersão na renda entre os que possuem e os que não possuem ensino superior nos Estados Unidos.

Os autores complementaram a literatura de prêmios salariais encontrando resultados que indicam retornos positivos e fortemente crescentes para habilidade matemática e verbal, além de retornos positivos, porém menores, para tarefas perigosas ou que exigem muito fisicamente. Já para tarefas manuais, foram encontrados retornos também positivos, porém declinantes.

Estudos subsequentes têm confirmado a melhor adequação da abordagem baseada em tarefas para explicar movimentos recentes de empregos e salários (Goss e Manning, 2007; Autor, Katz, e Kearney, 2008; Acemoglu e Autor, 2011; Firpo, Fortin e Lemieux, 2011; Visintin *et al.*, 2015; entre outros).

Apesar do destaque dessa abordagem para explicar mudanças recentes na distribuição de salários em países desenvolvidos, sua aplicação para entender mudanças na distribuição de salários no Brasil ainda é escassa. Vale acrescentar que a distribuição de salários no Brasil vem apresentando mudanças importantes e que não há ainda uma sólida compreensão sobre os determinantes dessas mudanças. A queda nos retornos tanto à educação como à experiência são fenômenos recentes destacados por Ferreira *et al.* (2017). Firpo e Portella (2019) relatam estudos mais recentes que tentam interpretar essa queda nos retornos à qualificação (principalmente os retornos à educação) considerando que isso pode ter relação com mudanças na alocação de tarefas aos trabalhadores (Jaume, 2017; Haanwinkcel, 2018). Esses estudos não chegam a um consenso para explicar a queda nos retornos à qualificação. Firpo e Portella (2019) creditam essa falta de consenso à forma restritiva como as tarefas são consideradas. Basicamente, considerou-se que as tarefas se diferenciam em uma única dimensão, denotada por complexidade.

Este trabalho se propõe a analisar a evolução dos diferenciais salariais no Brasil através da abordagem baseada em tarefas multidimensionais, de forma semelhante àquela empregada em Ingram e Neumann (2006). Em particular, busca-se estimar como evoluem, entre 2003 e 2014, os retornos a grupos de tarefas distintos dos considerados por esses autores e semelhantes aos considerados nos trabalhos de Autor e coautores, e outros subsequentes. Dentre esses grupos de tarefas, evidenciam-se as: i) tarefas rotineiras de cunho cognitivo; ii) tarefas rotineiras de cunho manual; iii) tarefas não rotineiras analíticas; iv) tarefas não rotineiras interativas; e v) tarefas não rotineiras manuais.

Resultados de três outros estudos recentes para o Brasil complementam a motivação para uma análise pela abordagem baseada em tarefas multidimensionais. Em primeiro lugar, destacamos o resultado de Machado (2017), que reporta evidências de polarização do emprego no Brasil entre 1990 e 2010. A autora ainda

mostra que a intensidade desse fenômeno no Brasil é similar àquela reportada para os Estados Unidos, onde se atribui essa polarização a mudanças na demanda relativa por tipos de tarefas. De forma complementar, Almeida *et al.* (2017) mostram que a expansão da cobertura da internet no Brasil entre 1996 e 2006 tem favorecido o emprego em ocupações intensivas em tarefas não rotineiras relativamente às intensivas em tarefas rotineiras. Ou seja, parece que o exercício de certas tarefas tem sido valorizado no mercado de trabalho brasileiro, mas isso não fica aparente em análises sobre a evolução do retorno à qualificação que consideram essa característica como unidimensional e a aproximam empiricamente pela educação ou pela experiência. Por fim, Gonzaga e Guanziroli (2019) investigaram se os retornos de experiência variam de acordo com o tipo de tarefa executado pelos trabalhadores nas diferentes ocupações. Os autores usam o mesmo agrupamento de tarefas usadas neste estudo e encontram evidências de que os retornos à experiência são de fato heterogêneos entre os grupos de tarefas. Em particular, os retornos à experiência em trabalhos intensivos em tarefas não rotineiras de cunho analítico são maiores que em trabalhos que demandam tarefas de rotina.

Para estudar o retorno à qualificação de uma forma mais ampla, são utilizados os dados provenientes da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), coletados pelo Ministério da Economia. Nela se encontram informações a respeito das características dos trabalhadores brasileiros empregados no setor formal, tal como idade, gênero, raça, salário e outras. A variável-chave para o estudo é a ocupação do trabalhador, que é registrada na Rais de acordo com a codificação da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO). É por meio dessa variável que se inferem as diferentes tarefas e a intensidade relativa em que são desempenhadas por trabalhador. Para o mapeamento das tarefas e as respectivas intensidades em cada código ocupacional, recorre-se a dois elementos. Primeiro, às informações detalhadas na CBO, que compõem um livro. A partir da descrição detalhada de cada ocupação na CBO, segue-se Gonzaga e Guanziroli (2019) e utiliza-se a metodologia proposta originalmente por Spitz-Oener (2006), que busca e contabiliza a frequência com que certas palavras-chave aparecem na descrição das ocupações para inferir a intensidade de cada tipo de tarefa em cada ocupação.

Os principais resultados obtidos mostram que, de fato, a evolução dos retornos a diferentes tipos de tarefas não se alinha de forma imediata à queda nos retornos educacionais. Os retornos crescem tanto em tarefas rotineiras manuais, desempenhadas predominantemente por trabalhadores com baixa educação, como em tarefas não rotineiras de cunho analítico, desempenhadas predominantemente por trabalhadores com alta educação. Os retornos decrescem de forma relativa em tarefas não rotineiras de cunho manual, que tendem a se concentrar em níveis intermediários de educação.

Esses resultados são robustos a uma série de especificações alternativas para os nossos modelos de regressão que diferem na inclusão de variáveis para controlar aspectos observáveis e não observáveis das firmas onde os trabalhadores desempenham suas tarefas.

2 BASE DE DADOS

2.1 Variáveis ocupacionais

A CBO de 2002 é o documento normalizador do reconhecimento da nomeação e da codificação dos títulos e conteúdo das ocupações do mercado de trabalho brasileiro. Trata-se de uma classificação enumerativa e descritiva. Enumerativa, pois codifica empregos para fins estatísticos de registros administrativos. Inclui códigos, títulos ocupacionais e a descrição sumária. E descritiva, pois detalha as atividades realizadas no trabalho, os requisitos de formação e experiência profissionais, e as condições de trabalho.

A CBO define ocupações como a agregação de empregos ou situações de trabalho similares quanto às atividades realizadas. A estrutura adotada na CBO 2002 agrega os empregos por habilidades cognitivas comuns exigidas no exercício de um campo de trabalho mais elástico, composto por um conjunto de empregos similares. Ou seja, a metodologia de construção da CBO para fins classificatórios de ocupações é baseada nas habilidades demandadas dos trabalhadores para exercício do pacote de tarefas que compõe cada ocupação. Essa metodologia segue quase que diretamente o padrão internacional de classificação de ocupações, tornando as classificações semelhantes, permitindo melhores comparações de resultados e adaptações metodológicas com solidez teórica. Vale ressaltar que o fato de a CBO ser referente ao ano de 2002 possibilita a ocorrência de algumas classificações desatualizadas dos padrões atuais.

2.2 As medidas de habilidades

Para classificação das habilidades requeridas pelo pacote de tarefas a ser executado no exercício de cada ocupação, será utilizada a metodologia proposta por Spitz-Oener (2006). Trata-se de uma metodologia que utiliza uma busca por palavras-chave que descrevem a ocupação, obtendo assim uma relação de habilidade necessária para exercício do pacote de tarefas de acordo com as palavras que são encontradas nas descrições ocupacionais. Tal metodologia foi empregada para dados do Brasil de forma pioneira por Funchal e Soares (2013) e posteriormente adaptada para a CBO 2002 por Guanziroli (2014). A base de dados constitui a composição do uso de tarefas de 275 ocupações de quatro dígitos, algo que representa cerca de 87% das observações de trabalhadores. Este estudo faz uso de tal base de

dados, tendo como limitação, portanto, a não abrangência de todas as ocupações de quatro dígitos da CBO.

As ocupações foram classificadas de acordo com seus pacotes de tarefas, divididos em tarefas rotineiras (cognitivas e manuais) e não rotineiras (analíticas, interativas e manuais). Tais pacotes serão combinados com as ocupações na base de dados, tornando possível a realização de estimações capazes de captar o efeito das habilidades na distribuição salarial.

QUADRO 1
Habilidades e tarefas

Proposto por Spitz-Oener (2006)	Correspondência na CBO
Análítica não rotineira	Pesquisando, investigando, analisando, examinando, estudando, avaliando, planejando, orçando, fazendo diagnósticos, julgando.
Interativa não rotineira	Negociando, praticando a lei, coordenando, liderando, treinando, ensinando, instruindo, vendendo, <i>marketing</i> .
Cognitiva rotineira	Calculando, programando, transformando, escriturando, registrando, mensurando, verificando.
Manual rotineira	Operando, distribuindo, transportando, montando.
Manual não rotineira	Reparando, renovando, servindo, acomodando, limpando.

Fonte: Guanziroli (2014).
Elaboração dos autores.

O procedimento conta com o uso de um *score* para medida de quanto uma determinada ocupação faz uso de cada uma das cinco dimensões de habilidades propostas no estudo. Por exemplo, a ocupação economista tem como uma de suas atividades analisar o ambiente econômico, sendo essa uma tarefa analítica por se tratar de uma atividade que demanda a competência de análise. Ao calcular a razão entre o número de atividades que demandam tal competência e o total de atividades na ocupação, é adquirido o *score* de tal tarefa para exercício daquela ocupação. No caso do economista, são atribuídas a ele o exercício de sete tarefas analíticas, em um pacote de dez tarefas a serem desempenhadas. Estipula-se então que o economista gasta 70% do seu tempo realizando tarefas de cunho analítico (Guanziroli, 2014). No entanto, a CBO não traz em sua metodologia uma estimativa do percentual do tempo gasto em cada atividade. Assim, é necessário ressaltar que o método de média simples é apenas uma aproximação.

2.3 Construção da amostra

Cobrando o período de doze anos (2003-2014), o amplo painel da Rais utilizado nesse estudo se vale da vantagem da disposição dos dados na forma longitudinal, por meio da qual é possível o acompanhamento dos indivíduos ao longo do tempo. O estudo utiliza as seguintes variáveis: salário real por hora dos indivíduos, Unidade Federativa (UF), setor industrial, faixa etária, grau de instrução, tamanho

do estabelecimento e as medidas de habilidade dos trabalhadores, calculadas de acordo com o pacote de tarefas a ser executado por cada ocupação. A identificação da firma e do trabalhador é feita por meio do número do Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ) e do Cadastro de Pessoas Físicas (CPF), respectivamente.

A base de dados da Rais, abrangendo o período de 2003 até 2014, possui um elevado número de observações. É válido notar, pela tabela 1, o crescimento quase monotônico do número de observações ao longo dos anos, com destaque para o ano de 2013, que registrou o maior número de observações: 60.295.720. Por sua vez, o ano de 2003 registrou o menor número de observações: 34.076.284.

TABELA 1
Base de dados (2003-2014)

Ano	Observações	Observações amostra	Frequência relativa (%)
2003	34.076.284	1.283.861	5,68
2004	36.481.292	1.380.927	6,11
2005	39.009.248	1.444.855	6,39
2006	41.697.516	1.523.805	6,74
2007	44.554.920	1.609.502	7,12
2008	48.182.448	1.694.322	7,50
2009	49.917.040	1.739.420	7,70
2010	53.438.848	1.814.308	8,03
2011	56.458.428	1.295.262	5,73
2012	58.541.312	2.903.259	12,85
2013	60.295.720	3.041.708	13,46
2014	57.323.00	2.868.150	12,69
Total	579.976.056	22.599.379	100,00

Fonte: Rais.
Elaboração dos autores.

Extraíu-se uma amostra aleatória de 5% de firmas desse universo em questão. Em seguida, para cada par firma-ano sorteado, foram coletadas todas as informações dos trabalhadores vinculados a essas firmas. Além disso, foi excluído da amostra o grupo referente a membros das Forças Armadas, polícias e bombeiros militares, e as ocupações que não foram consideradas no estudo de Guanzirolí (2014). Também foram excluídos trabalhadores que mudaram mais de quinze vezes de ocupação no período considerado. Ao fim, obteve-se uma amostra de 22.599.375 observações no período de doze anos (2003-2014).

2.4 Evidências iniciais

Esta subseção busca analisar preliminarmente a composição de tarefas para as ocupações, considerando inicialmente os grandes grupos ocupacionais. Além disso, busca conceber uma relação entre as composições de tarefas das ocupações de acordo com os diferentes níveis educacionais dos trabalhadores.

A tabela 2 mostra a composição média das tarefas de ocupações para os grandes grupos ocupacionais, ou seja, considera apenas a desagregação de um dígito do código da CBO. Esse quadro foi construído a partir da participação média de cada categoria de tarefa para cada grande grupo ocupacional. A medida exibida em parênteses abaixo da composição média das tarefas se refere ao erro-padrão. Tal estatística evidencia que existe considerável heterogeneidade entre as ocupações dentro de um mesmo grande grupo ocupacional. Além disso, a última coluna exibe a média salarial por hora dos trabalhadores inseridos em cada um dos grandes grupos, demonstrando uma elevada desigualdade salarial média. Trata-se de uma indicação preliminar de que habilidades de cunho analítico e interativo são as que geram maiores retornos.

TABELA 2
Composição de tarefas para os grandes grupos ocupacionais

Grandes grupos ocupacionais	Análíticas	Interativas	Rotineiras cognitivas	Rotineiras manuais	Não rotineiras manuais	Média salarial/hora
Superiores do poder público, dirigentes de organizações públicas e de empresas e gerentes	22,90% (0,11)	63,45% (0,09)	13,51% (0,13)	0,00% (0,00)	0,01% (0,01)	14,73%
Profissionais das ciências e das artes	33,12% (0,13)	40,34% (0,14)	21,82% (0,08)	4,54% (0,06)	0,15% (0,01)	20,14%
Técnicos de nível médio	21,54% (0,19)	22,05% (0,14)	49,62% (0,14)	5,44% (0,07)	1,36% (0,06)	9,33%
Trabalhadores de serviços administrativos	2,28% (0,54)	19,20% (0,12)	57,13% (0,11)	20,87% (0,10)	0,49% (0,28)	6,26%
Trabalhadores de serviços, vendedores	1,68% (0,05)	18,45% (0,13)	50,26% (0,16)	24,11% (0,15)	5,48% (0,06)	3,91%
Trabalhadores agropecuários, florestais, caça e pesca	0,65% (0,04)	6,89% (0,08)	36,31% (0,12)	50,24% (0,13)	5,90% (0,06)	3,14%
Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais	6,23% (0,09)	6,98% (0,08)	17,60% (0,18)	58,42% (0,21)	10,75% (0,10)	4,29%
Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais	2,06% (0,06)	1,44% (0,08)	32,15% (0,19)	61,76% (0,17)	2,56% (0,04)	6,89%
Trabalhadores da manutenção e reparação	11,12% (0,10)	0,00% (0,00)	52,48% (0,21)	19,37% (0,10)	17,01% (0,15)	4,77%

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: A medida exibida em parênteses abaixo da composição média das tarefas é o erro-padrão.

A tabela 2 ilustra bem a variação da composição de tarefas de acordo com o grande grupo ocupacional no qual o indivíduo está inserido. Por exemplo, o grupo de "superiores do poder público, dirigentes de organizações públicas e de empresas e gerentes" tem em suas ocupações tarefas que demandam fortemente atividades interativas (63,45%) e analíticas (22,90%). Já o grupo composto por "trabalhadores da manutenção e reparação" não possui em seus pacotes de tarefas atividades interativas, sendo tais pacotes compostos fortemente por atividades rotineiras cognitivas (52,48%).

Os "profissionais das ciências e das artes" são bastante intensivos no uso de habilidades analíticas (33,12%) e interativas (40,34%). Já as ocupações inseridas no grupo de "técnicos de nível médio" demandam intensivamente tarefas de rotina (55,06%). Sobre os indivíduos que exercem funções de serviço administrativo, é válido destacar que exercem basicamente tarefas rotineiras de cunho cognitivo (57,13%). O mesmo ocorre com trabalhadores do comércio, cujo pacote de tarefas é composto em 50,26% por tarefas cognitivas rotineiras. Por sua vez, o grupo de "trabalhadores agropecuários, florestais, da caça e pesca", assim como os grupos de "trabalhadores da produção de bens e serviços industriais", possui pacotes de tarefas intensivos em tarefas rotineiras manuais.

TABELA 3
Grau de instrução e habilidades

Nível educacional	Analíticas	Interativas	Rotineiras cognitivas	Rotineiras manuais	Não rotineiras manuais	Média salarial/hora
Analfabeto	1,45% (0,05)	3,79% (0,07)	36,19% (0,19)	53,59% (16,46)	4,96% (0,07)	2,78%
5º ano fundamental incompleto	3,27% (0,07)	6,49% (0,010)	33,70% (0,22)	50,06% (0,21)	6,46% (0,08)	3,43%
5º ano fundamental completo	4,39% (0,08)	9,02% (0,11)	33,85% (0,23)	45,22% (0,23)	7,49% (0,08)	3,66%
9º ano fundamental incompleto	4,45% (0,08)	9,63% (0,12)	33,95% (0,23)	44,20% (0,24)	7,50% (0,09)	3,69%
Fundamental completo	4,89% (0,09)	12,29% (0,14)	36,69% (0,23)	38,99% (0,24)	7,12% (0,09)	4,16%
Ensino médio incompleto	4,71% (0,09)	13,72% (0,14)	37,91% (0,23)	37,16% (0,25)	6,48% (0,09)	3,74%
Ensino médio completo	6,28% (0,11)	18,03% (0,15)	42,94% (0,21)	27,85% (0,23)	4,88% (0,08)	5,37%
Superior incompleto	11,42% (0,16)	23,35% (0,17)	47,97% (0,19)	15,75% (0,16)	1,49% (0,04)	8,37%
Superior completo	22,61% (0,18)	34,89% (0,19)	33,57% (0,20)	8,32% (0,12)	0,59% (0,02)	18,79%

(Continua)

(Continuação)

Nível educacional	Analíticas	Interativas	Rotineiras cognitivas	Rotineiras manuais	Não rotineiras manuais	Média salarial/hora
Mestrado	22,11% (0,17)	32,83% (0,18)	32,07% (0,21)	12,50% (0,11)	4,71% (0,02)	47,73%
Doutorado	29,78% (0,12)	38,82% (0,13)	21,27% (0,14)	9,80% (0,10)	3,09% (0,02)	82,02%

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: A medida exibida em parênteses abaixo da composição média das tarefas é o erro-padrão.

A tabela 3, por sua vez, indica as composições dos pacotes de tarefas a serem executados por cada nível educacional dos indivíduos. Pode-se observar que, por um lado, os trabalhadores com maiores níveis educacionais, em média, desempenham ocupações compostas por um pacote de tarefas de cunho analítico e interativo, ainda mais para os trabalhadores que possuem nível superior e pós-graduação. Por outro lado, em média, os trabalhadores com menor nível educacional estão alocados em empregos intensivos em tarefas manuais e de rotina. Assim como na tabela 2, a estatística exibida abaixo das médias se refere ao erro-padrão, que demonstra a existência de heterogeneidade ocupacional entre indivíduos de mesmo nível educacional. É válido perceber como a desigualdade salarial média vai aumentando de acordo com os maiores níveis educacionais, com destaque para os indivíduos mestres e doutores.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O objetivo deste trabalho é a obtenção de evidências empíricas dos determinantes dos diferenciais salariais para trabalhadores brasileiros, com ênfase na análise de como medidas de habilidades dos indivíduos, calculadas a partir da observação das tarefas realizadas nas ocupações, impactam seus retornos. Podem-se obter, assim, evidências a respeito de qual conjunto de competências gera maior prêmio salarial. Portanto, as estimações foram realizadas com o intuito de traçar a amplitude e a significância dos diferenciais salariais para as distintas competências demandadas pelos pacotes de tarefas das ocupações.

Para consecução dos objetivos, foram estimadas equações mincerianas (Mincer, 1974) dos rendimentos reais dos indivíduos. O modelo salarial de Jacob Mincer (1974) é arcabouço e base teórica de grande parte da literatura econômica que dedica esforços a estimar retornos salariais de características produtivas dos indivíduos. Originalmente a escolaridade e a experiência foram consideradas como dimensões do capital humano determinantes do salário.

Utilizando dados em painel (longitudinais) da Rais, proveniente do Ministério da Economia, foram estimadas regressões, primeiramente por mínimos quadrados ordinários (MQO), e em seguida controlando efeitos fixos dos indivíduos e das firmas.

3.1 Estimações por MQO

Com o objetivo de estimar os diferenciais salariais dos trabalhadores brasileiros para quatro recortes temporais do período que envolve o estudo (2003-2005, 2006-2008, 2009-2011, 2012-2014), as primeiras estimações econométricas realizadas no trabalho foram as regressões por MQO. O objetivo é a descrição dos diferenciais salariais com a identificação dos seus padrões explicativos exibidos em diversas variáveis, entre elas habilidade, níveis educacionais e UFs. Ou seja, pretende-se verificar a relevância de características observáveis dos indivíduos na explicação dos diferenciais salariais. Além disso, o fato de a estimação ser realizada para os doze anos permite o acompanhamento da evolução dos diferenciais salariais no tempo. A forma funcional de tais regressões segue descrita pela equação minceriana (Mincer, 1974).

$$\ln(W_{ijt}) = \alpha + \beta X_{it} + \gamma J_{jt} + \delta E_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

Nesse sentido, a variável dependente a ser utilizada é o logaritmo natural do salário real padronizado pela jornada do trabalhador, $\ln(W_{ijt})$. Como explicativas, foram introduzidas variáveis para captar as características produtivas dos indivíduos, tal como preconizado por Mincer. Especificamente, foram utilizadas: idade, idade ao quadrado, *dummies* de grau de instrução e *dummy* de sexo, que estão representadas conjuntamente na equação (1) pelo vetor de características individuais observáveis (X_{it}). Também foram incluídas variáveis de controle que expressam as características do posto de trabalho (J_{jt}), como tamanho do estabelecimento, setor de atividade e UF. Por fim, foram incluídas as variáveis de maior interesse da pesquisa, os *scores* que identificam as competências dos trabalhadores de acordo com o pacote de tarefas que necessitam utilizar em suas respectivas ocupações (E_{it}). Por fim, α é a constante da equação, β , γ e δ são os parâmetros a serem estimados e ε_{ijt} é o termo de erro aleatório.

Aqui cabe uma reflexão sobre como contemplar o papel da experiência do trabalhador na determinação do salário em geral e, em particular, no que tange a sua potencial influência nas estimativas do retorno às habilidades. Em termos conceituais, pode-se distinguir a experiência de um trabalhador que está num certo emprego em dois componentes: i) o conhecimento que ele adquiriu e que pode ser aproveitado em outros empregos, que é referido como capital humano geral; e ii) o conhecimento que ele adquiriu, mas que só é valorizado naquele ambiente de trabalho específico onde ele está empregado, que é referido como capital humano específico. A variável idade, comumente utilizada em trabalhos empíricos semelhantes a este, tende a ser relacionada apenas ao primeiro componente de experiência mencionado acima. Por sua vez, o tempo de experiência do trabalhador no emprego corrente é apontado como uma variável que capta a segunda dimensão da experiência, ou seja, a parte específica do capital humano do trabalhador. No entanto, a inclusão dessa variável num modelo de regressão como o da equação (1) não é algo trivial, dada a correlação dessa variável com características não

observáveis do trabalhador e do posto de trabalho.⁶ Por exemplo, indivíduos mais produtivos tendem a permanecer mais tempo nos respectivos empregos, bem como firmas mais produtivas tendem a ter menos rotatividade. Dessa forma, optamos pela não inclusão de uma variável que contemple o tempo de emprego do trabalhador na firma. Em princípio, essa ausência pode influenciar os resultados ao se admitir que os retornos às habilidades podem ser também afetados pela experiência do trabalhador. No entanto, cabe lembrar que o objetivo deste artigo é captar as tendências dos retornos às habilidades, que podem vir a ser corretamente estimadas caso a omissão do tempo de emprego afete a estimativa desses retornos de forma homogênea no tempo. Também deve ser considerado que nas seções seguintes serão contempladas as estimativas das tendências dos retornos das habilidades controlando-se por efeitos fixos tanto do trabalhador como da firma. Tais estimativas estariam isentas de qualquer viés oriundo de características não observáveis, seja do trabalhador ou da firma, respectivamente.

3.2 Estimações de efeitos fixos

3.2.1 Efeitos fixos dos indivíduos

É necessária a consideração de que características não observáveis dos trabalhadores que são fixas ao longo tempo (motivação, adaptação, capacidade do trabalhador, criatividade, comprometimento e outras) podem influenciar simultaneamente a sua escolha ocupacional e o seu salário. Ou seja, é possível a ocorrência do problema de endogeneidade causado pela correlação de ε_i com variáveis explicativas, fato que leva os parâmetros estimados a serem viesados e inconsistentes. Dessa forma, foram utilizadas estimações de efeitos fixos para controlar parcialmente o problema. No caso das estimações por efeitos fixos, as características individuais não observadas constantes no tempo são captadas pelo efeito fixo C_i (2).

$$\ln(W_{ijt}) = \alpha + \beta X_i + \gamma J_{jt} + \delta E_{ijt} + C_i + u_{ijt} \quad (2)$$

O objetivo é que C_i , figurando como termo explicativo que não varia nos anos, consiga captar a correlação das demais variáveis explicativas com o resíduo ε_i . Tal termo é eliminado a partir da diferença dos valores individuais de cada variável com seus respectivos valores médios para cada indivíduo. As estimativas dos parâmetros feitas a partir do modelo com as variáveis transformadas tornam-se consistentes e eficientes se as únicas fontes de endogeneidade forem contempladas pelos efeitos fixos individuais. É válido ressaltar a possibilidade da ocorrência de choques que alteram o salário e a intensidade com que os indivíduos realizam determinadas tarefas. Nesse caso, a inclusão de efeitos fixos para trabalhadores não ameniza o problema de endogeneidade decorrente desses choques. Por isso outras estratégias empíricas serão consideradas.

6. Ver Altonji e Williams (2005).

Outra preocupação com a especificação baseada em efeitos fixos de indivíduos é que os principais coeficientes de interesse são identificados a partir de indivíduos que mudam de ocupação. Caso esse grupo seja muito reduzido, nossas estimativas poderiam ser questionadas no que diz respeito a sua “validade externa”. Para verificação desse aspecto metodológico, foram geradas estatísticas a respeito de quanto os indivíduos mudaram de ocupação no período considerado. De um total amostral de 22.599.375 indivíduos, 14.315.375 indivíduos mudaram de ocupação ao menos uma vez no período considerado (2003-2014), ou seja, 63,34% dos indivíduos migraram de ocupação.

No entanto, essas movimentações não são tão frequentes em cada um dos subperíodos considerados nas estimativas por MQO (2003-2005, 2006-2008, 2009-2011, 2012-2014). Por conta disso, os subperíodos foram ajustados de modo a aumentar as amplitudes dos intervalos, que passaram a ser 2003 a 2008 e 2009 a 2014.

3.2.2 Efeitos fixos das firmas

Dispersões de produtividade são encontradas em firmas semelhantes à luz de características observáveis. É possível que duas firmas inseridas no mesmo setor de atividade, na mesma região e com demais características observáveis semelhantes, tenham um nível de produtividade desigual. Ao final, uma firma pode se utilizar de alguma tecnologia diferenciada que afeta a estrutura ocupacional e lhe garanta maior nível de produtividade, conferindo, aos indivíduos que nela trabalham, retornos salariais maiores. Dessa forma, características das firmas não observáveis ou difíceis de serem mensuradas podem causar o problema de endogeneidade, levando os parâmetros estimados a serem viesados e inconsistentes.

Buscando controlar o problema, foram utilizadas estimações de efeitos fixos das firmas. A estimação é de certa forma análoga à de efeitos fixos dos indivíduos. Porém, nela são as características não observáveis e constantes no tempo das firmas (denotadas pelo índice j) que são contempladas pelo efeito fixo C_j (3).

$$\ln(W_{ijt}) = \alpha + \beta X_{jt} + \gamma J_{jt} + \delta E_{jt} + C_j + u_{jt} \quad (3)$$

A identificação dos coeficientes utilizando o método de controle de efeitos fixos da firma não depende de indivíduos mudando de ocupação, mas sim de haver numa mesma firma indivíduos alocados para ocupações que empregam habilidades com intensidades distintas. Logo, essa especificação permite o recorte em subperíodos mais curtos, tais como os utilizados nas estimativas por MQO.⁷

Por fim, há um segmento da literatura empírica sobre determinantes do salário que considera simultaneamente efeitos fixos de indivíduos e firmas, em modelos

7. O recorte por subperíodos ainda mais curtos é factível, porém a identificação dos parâmetros de interesse deixaria de fora empresas que só empregam trabalhadores em um único grupo ocupacional no respectivo subperíodo considerado. Tendo em vista que há uma enorme parcela de empresas que empregam até três trabalhadores, esse critério pode vir a ser muito restritivo em subperíodos muito curtos (por exemplo, só um ano).

de efeitos fixos bidirecionais (*two-way*). Vale dizer que os estudos que usam essa especificação – referida como modelos AKM em alusão ao trabalho pioneiro de Abowd, Kramarz e Margolis (1999) – o fazem para estimar cada um dos efeitos fixos considerados e averiguar a importância relativa deles para a determinação da variância do salário, e/ou a existência de “casamentos” com associação positiva (*positive assortative matching*) entre características não observáveis dos trabalhadores e das empresas.⁸ Portanto, para a referida literatura, é fundamental que cada um desses efeitos seja identificado (e estimado) isoladamente. Para os propósitos deste artigo, não há necessidade de estimar os efeitos fixos bidirecionais. É suficiente que a estimativa de interesse seja obtida controlando-se pelos efeitos fixos conforme descritos anteriormente nesta seção.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Visando à consecução do objetivo de obter evidências empíricas dos determinantes dos diferenciais salariais para trabalhadores brasileiros, com ênfase no papel das habilidades ou competências dos indivíduos, foram estimadas preliminarmente equações mincerianas por MQO. Posteriormente as regressões foram estimadas utilizando o método de controle de efeitos fixos dos indivíduos e das firmas. Portanto, as estimações buscaram traçar a amplitude e a significância dos diferenciais salariais para as distintas competências demandadas pelos pacotes de tarefas das ocupações.

Esta seção se subdivide em duas subseções. A primeira trata da análise das estimações de MQO com enfoque na comparação dos resultados dos coeficientes dos níveis educacionais nos retornos salariais, quando a equação inclui ou não as medidas dos *scores* de habilidade como variável explicativa. Busca também analisar os prêmios salariais das habilidades. Já a segunda subseção traz os resultados e a análise das estimações com o uso dos dados longitudinais, efeitos fixos das firmas e dos indivíduos.

4.1 Estimções por MQO

4.1.1 Retornos educacionais

A estimação apresentada na tabela 4 destaca os coeficientes dos níveis educacionais dos trabalhadores regredidos por MQO para os quatro triênios (2003-2005, 2006-2008, 2009-2011, 2012-2014). Tal especificação permite o acompanhamento da evolução desses diferenciais ao longo do tempo, possibilitando uma discussão sobre sua persistência e variações. A estimação ainda contou com o uso dos seguintes controles: idade, idade ao quadrado, gênero, estado onde trabalha e setor de atividade. Não foram incluídas nessa primeira estimação as variáveis que medem os

8. Ver a esse respeito os trabalhos bastante influentes de Card, Heining e Kline (2013) e Card, Cardoso e Kline (2016).

scores de habilidades dos indivíduos. Também são apresentados os coeficientes dos níveis educacionais, com a inclusão dos *scores* das habilidades.

Os principais resultados encontrados se mostram em linha com a literatura da teoria do capital humano: indivíduos com maiores níveis educacionais possuem, em média, maiores retornos salariais. Destacam-se os indivíduos que possuem ensino superior completo ou titulações superiores, os quais chegam a possuir um rendimento aproximadamente 100% superior, em média, ao de indivíduos que se enquadram no grupo dos considerados analfabetos e os que têm até o ensino fundamental incompleto. É válido ressaltar que as desigualdades salariais entre os grupos educacionais vêm sofrendo uma gradativa queda. Além disso, todos os coeficientes se mostraram significativos.

No apêndice, é reportada uma versão ampliada dessa tabela com os coeficientes estimados para todas as variáveis explicativas (tabela A.1). Esse procedimento será repetido para todas as tabelas que reportam resultados das demais regressões mencionadas na seção anterior.

TABELA 4
Coeficientes da *dummy* de nível educacional (sem o controle de habilidades)

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
Grupo base (analfabetos – fundamental incompleto)				
Fundamental completo – médio incompleto	0,1344*** (0,0007)	0,1287*** (0,0007)	0,0992*** (0,0009)	0,0760*** (0,0006)
Médio completo – superior incompleto	0,4553*** (0,0008)	0,3912*** (0,0008)	0,3447*** (0,0009)	0,2163*** (0,0006)
Superior completo – doutorado	1,3437*** (0,0014)	1,2719*** (0,0013)	1,3166*** (0,0017)	1,1125*** (0,0013)
Observações	4.094.942	4.186.732	2.981.024	5.363.461
R-quadrado	0,514	0,494	0,443	0,412

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela mostra os resultados dos coeficientes das *dummies* de nível educacional dos indivíduos encontrados pela regressão em quatro recortes temporais.

2. O erro-padrão robusto se encontra em parênteses.

3. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

4. Além das *dummies* de educação, foram utilizadas como variáveis de controle a idade e idade ao quadrado dos indivíduos, o setor de atividade e a UF da firma na qual estão empregados. Os resultados completos encontram-se no apêndice A.

TABELA 5
Coefficientes da *dummy* de nível educacional (com o controle de habilidades)

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
Grupo base (analfabetos – fundamental incompleto)				
Fundamental completo – médio incompleto	0,0914*** (0,0007)	0,0866*** (0,0007)	0,0612*** (0,0008)	0,0480*** (0,0006)
Médio completo – superior incompleto	0,3439*** (0,0008)	0,2878*** (0,0008)	0,2377*** (0,0009)	0,1310*** (0,0006)
Superior completo – doutorado	1,0314*** (0,0015)	0,9922*** (0,0015)	0,9785*** (0,0018)	0,8105*** (0,0013)
Observações	4.094.942	4.186.732	2.981.024	5.363.461
R-quadrado	0,544	0,524	0,485	0,457

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela mostra os resultados dos coeficientes das *dummies* de nível educacional dos indivíduos encontrados pela regressão em quatro recortes temporais.

2. O erro-padrão robusto se encontra em parênteses.

3. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

4. Além das *dummies* de educação, foram utilizadas como variáveis de controle o score de habilidades a idade e idade ao quadrado dos indivíduos, o setor de atividade e a UF da firma na qual estão empregados. Os resultados completos encontram-se no apêndice B.

Ao longo do tempo, o prêmio obtido para anos extras nos bancos escolares tende a cair nas duas especificações, o que evidencia o impacto da mudança na oferta de trabalhadores (que com o tempo passou a contar com indivíduos de maior escolaridade média) sobre a desigualdade de renda, atuando no sentido de diminuí-la. Para o primeiro período considerado (2003-2005), um trabalhador com nível educacional superior completo tendia a ganhar em média 135% a mais do que um trabalhador com ensino fundamental incompleto. Já a partir de 2012, esse mesmo trabalhador com título universitário ganhava em média 112% a mais do que aquele com menor nível de escolaridade (ambas as comparações feitas sem levar em consideração o controle das habilidades específicas sobre os salários). Quando, todavia, se inclui na estimação o controle das habilidades específicas dos trabalhadores, os prêmios observados são da ordem de cerca de 103% (entre 2003-2005) e de 81% (entre 2012-2014).

Os resultados encontrados corroboram as interpretações de Barros *et al.* (2010) e Lustig *et al.* (2013). De fato, a melhor distribuição de capital humano devida à crescente escolarização brasileira foi fator importante para explicar a queda da desigualdade da renda salarial entre os trabalhadores brasileiros. Em suma, a maior abundância de mão de obra qualificada colaborou para uma melhor equalização dos retornos salariais entre os indivíduos de elevada heterogeneidade educacional.

Comparando-se os resultados exibidos nas tabelas 4 e 5, é possível perceber uma pequena redução da magnitude dos coeficientes estimados entre elas. Dessa forma, é possível inferir que a não consideração da medida de habilidade dos trabalhadores nas equações mincerianas ocasiona uma superestimação dos coeficientes dos níveis educacionais. As habilidades estão capturando ao menos parte do problema de endogeneidade das variáveis de nível educacional. É válido ressaltar a trajetória mais suave de variação dos coeficientes na tabela 4, isso também evidencia o fato de que, na ausência dos *scores* de habilidade dos indivíduos, a educação capta parte desse efeito.

4.1.2 Retornos das habilidades

A tabela 4 apresenta os resultados dos coeficientes dos *scores* de habilidades dos trabalhadores regredidos por MQO para os quatro triênios (2003-2005, 2006-2008, 2009-2011, 2012-2014). A estimação contou com uso dos seguintes controles: idade, idade ao quadrado, educação, estado onde trabalha, setor de atividade e tamanho do estabelecimento.

TABELA 6
Coeficientes da *dummy* de habilidades

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
Grupo base – não rotineira manual				
Não rotineira analítica	0,4516*** (0,0045)	0,4963*** (0,0043)	0,7207*** (0,0047)	0,7644*** (0,0032)
Não rotineira interativa	0,1465*** (0,0042)	0,2966*** (0,0040)	0,5957*** (0,0044)	0,6363*** (0,0029)
Rotineira cognitiva	-0,2754*** (0,0036)	-0,1670*** (0,0035)	0,0501*** (0,0039)	0,1297*** (0,0026)
Rotineira manual	-0,5954*** (0,0044)	-0,4502*** (0,0041)	-0,2454*** (0,0045)	-0,1270*** (0,0030)
Observações	4.094.942	4.186.732	2.981.024	5.363.461
R-quadrado	0,565	0,549	0,514	0,486

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela mostra os resultados dos prêmios salariais das competências dos indivíduos encontrados pela regressão em quatro recortes temporais.

2. O erro-padrão robusto se encontra em parênteses.

3. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

4. Além dos *scores* das habilidades, foram utilizadas como variáveis de controle a idade, idade ao quadrado e nível educacional dos indivíduos, o setor de atividade, a UF e o tamanho do estabelecimento no qual estão empregados. Os resultados completos encontram-se no apêndice C.

Os resultados indicam evidências quanto aos retornos salariais das habilidades dos indivíduos. Todos os *scores* se mostraram significativos para a explicação do salário real dos indivíduos. As ocupações que demandam tarefas não rotineiras ganham

destaque por serem as que geram maiores retornos salariais. Destaca-se também a capacidade de o indivíduo realizar tarefas de cunho analítico, que apresenta o melhor retorno salarial. É possível ainda salientar as habilidades interativas, sendo a segunda que melhor remunera, em média, os indivíduos.

Os resultados indicam adicionalmente que o prêmio salarial de ocupações que demandam tarefas analíticas e interativas vem aumentando ao longo dos anos. Uma detalhada análise do motivo desse aumento pode ser objeto de estudo futuro, porém, no momento, vale conjecturar que um aumento de tais prêmios salariais advém de um aumento na demanda por mão de obra qualificada para realizar trabalhos analíticos, que pode ser explicada pelo aumento na informatização dos processos de trabalho.

4.2 Efeitos fixos

As estimações a seguir (tabelas 7 e 8) apresentam os resultados do impacto das habilidades sobre os salários reais encontrados na regressão feita com o uso de dados longitudinais (2003-2014). Foram estimadas regressões utilizando o método de controle dos efeitos fixos das firmas e dos indivíduos. Nas estimações de efeitos fixos das firmas, foram estimadas quatro regressões, uma para cada período (2003-2005, 2006-2008, 2009-2011, 2012-2014). Além dos *scores* de habilidade, foram utilizadas, para controle de efeitos fixos das firmas, as seguintes variáveis explicativas: idade, idade ao quadrado e nível educacional dos indivíduos. Já para o controle de efeitos fixos dos indivíduos, foram estimadas duas regressões para dois grandes períodos (2003-2008, 2009-2014). Além dos *scores* de habilidade, foram utilizadas variáveis de controle como setor de atividade e tamanho do estabelecimento. O intervalo maior para o recorte temporal na estimação de efeitos fixos teve o propósito de permitir uma maior variabilidade nas mudanças ocupacionais e, conseqüentemente, mudanças das tarefas dos indivíduos.

Os resultados novamente indicam que as ocupações que demandam atividades que requerem as competências analíticas e interativas dos indivíduos são as que geram maiores retornos salariais. Em média, os resultados das estimações com o controle de efeitos fixos da firma indicam retornos das competências analíticas cerca de 60% maiores do que os retornos das competências não rotineiras manuais. Já o retorno das competências interativas é cerca de 40% maior, aumentando ao longo tempo, algo que está de acordo com a literatura internacional (Deming, 2017), indicando que o aumento da demanda por esse tipo de competência vem crescendo recentemente no Brasil, assim como no restante do mundo. Vale ressaltar que todos os coeficientes se mostraram significativos ao nível de significância de 1%.

Com o controle dos efeitos fixos da firma, os coeficientes aumentaram em termos de magnitude. É interessante notar que esse resultado indica que ocupações

intensivas em tarefas não rotineiras (analíticas e interativas) estão mais concentradas em firmas que pagam menores salários. Já empresas que melhor remuneraram os indivíduos concentram ocupações intensivas em trabalhos rotineiros (cognitivos, manual e não manual). Uma possível explicação para esse fenômeno reside no fato de empresas que remuneraram melhor, em geral, são grandes empresas, onde a concentração de mão de obra de trabalhadores “chão de fábrica” é maior.

TABELA 7
Coeficientes da *dummy* de habilidades na estimação de efeitos fixos das firmas

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
Grupo base – não rotineira manual				
Não rotineira analítica	0,4807*** (0,0040)	0,5668*** (0,0039)	0,7086*** (0,0042)	0,8107*** (0,0029)
Não rotineira interativa	0,2476*** (0,0039)	0,3512*** (0,0037)	0,5396*** (0,0040)	0,5924*** (0,0027)
Rotineira cognitiva	-0,3800*** (0,0035)	-0,2991*** (0,0034)	-0,1408*** (0,0037)	-0,0274*** (0,0025)
Rotineira manual	-0,5771*** (0,0042)	-0,4559*** (0,0040)	-0,3039*** (0,0043)	-0,1801*** (0,0029)
Observações	4.094.942	4.186.732	2.981.024	5.363.461
R ²	0,344	0,328	0,331	0,301

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela mostra os resultados dos prêmios salariais das competências dos indivíduos encontrados pela regressão de efeitos fixos da firma em quatro recortes temporais.

2. O erro-padrão robusto se encontra em parênteses.

3. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

4. Além dos *scores* das habilidades, foram utilizadas como variáveis de controle a idade, idade ao quadrado e o nível educacional dos indivíduos. Os resultados completos encontram-se no apêndice D.

Com o controle de efeitos fixos dos indivíduos, os coeficientes estimados se alteram em termos de magnitude, e também se mostram significativos. Esse fato comprova a existência preliminar de uma correlação entre as características não observáveis dos indivíduos com sua alocação na realização de diferentes intensidades de tarefas. Indivíduos cujas características não observáveis estão associadas a melhores salários também as têm associadas à realização de tarefas que remuneraram melhor. A hierarquia das competências que geram maiores prêmios se mantém a mesma das demais estimações realizadas. Ocupações que exigem tarefas de cunho analítico lideram os retornos salariais, seguidas pelas que demandam tarefas interativas. Além disso, os menores prêmios salariais advêm das ocupações nas quais, na maior parte do trabalho, se exige a realização de esforços rotineiros.

TABELA 8
Coefficientes da *dummy* de habilidades na estimação de efeitos fixos dos indivíduos

Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	(2003-2008)	(2009-2014)
Grupo base – não rotineira manual		
Não rotineira analítica	0,9751*** (0,0030)	1,0578*** (0,0026)
Não rotineira interativa	0,5371*** (0,0028)	0,7502*** (0,0024)
Rotineira cognitiva	-0,4247*** (0,0026)	-0,1457*** (0,0022)
Rotineira manual	-0,5605*** (0,0031)	-0,2794*** (0,0026)
Observações	8.281.674	8.344.485
R ²	0,218	0,209

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela mostra os resultados dos prêmios salariais das competências dos indivíduos encontrados pela regressão de efeitos fixos do indivíduo em dois recortes temporais.

2. O erro-padrão robusto se encontra em parênteses.

3. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

4. Além dos *scores* das habilidades, foram utilizadas como variáveis de controle o setor de atividade, a UF e o tamanho do estabelecimento no qual estão empregados. Os resultados completos encontram-se no apêndice E.

5 CONCLUSÃO

O estudo buscou estimar os determinantes dos diferenciais salariais para trabalhadores brasileiros, com ênfase no estudo do efeito das competências demandadas pelas ocupações sobre os rendimentos. Dessa forma, o trabalho procurou encontrar evidências e analisar os prêmios salariais advindos da capacidade de o trabalhador exercer um dado conjunto de competências demandado pela ocupação que exerce. Foram consideradas cinco dimensões de competências: rotineiras (cognitivas e manuais) e não rotineiras (analíticas, interativas e manuais). Para consecução dos objetivos, foram estimadas equações salariais usando os dados em nível e em painel (efeitos fixos da firma e dos indivíduos).

Os resultados obtidos indicaram que as ocupações que exigem tarefas de cunho analítico lideram como as que geram maiores retornos salariais, seguidas pelas que demandam tarefas interativas. Além disso, indicaram que os menores prêmios salariais das competências advêm daquelas em que as ocupações, na maior parte de suas tarefas, exigem a realização de esforços rotineiros. Embora na maioria das estimações não tenham ocorrido mudanças de *ranking*, os coeficientes sofreram variações temporais. O prêmio salarial associado às competências analíticas e interativas cresceu ao longo dos anos em relação aos rendimentos associados às competências não rotineiras manuais. O estudo também indicou que os prêmios salariais associados às competências rotineiras manuais e cognitivas foram se tornando cada vez mais semelhantes aos associados ao conjunto de competências não

rotineiras manuais. Esse padrão foi majorado para os resultados da estimação com controle dos efeitos fixos dos indivíduos para o período de 2009 até 2014, onde os coeficientes estimados indicaram até mesmo um maior retorno salarial associado às competências rotineiras manuais e cognitivas em relação às não rotineiras manuais.

Nos resultados encontrados para os coeficientes de nível educacional dos indivíduos, os retornos da educação são afetados, ocorrendo uma pequena redução das respectivas magnitudes desses coeficientes com a inclusão das competências nas estimações. Tal resultado indica que a não consideração de uma medida de habilidade dos trabalhadores nas equações mincerianas incorre em uma superestimação dos coeficientes dos níveis educacionais.

As estimações mostraram resultados robustos nas diferentes especificações. Os coeficientes dos *scores* de habilidade dos indivíduos se mostraram significativos em praticamente todas as especificações quando foram adicionados controles de tamanho da firma, e também quando utilizado o controle de efeitos fixos dos indivíduos e das firmas.

Este estudo contribui para a literatura de diferenciais salariais no Brasil, gerando insumos para a grande discussão a respeito da inclusão de medidas de habilidades nas equações salariais. Os resultados encontrados fomentam a abertura de novos caminhos e possibilidades de investigação, entre eles a análise de como o desenvolvimento tecnológico altera as estruturas de trabalho, tornando a rotina dos trabalhadores cada vez mais informatizada. Partindo disso, é motivada a busca de melhores explicações a respeito da evolução e mudanças temporais que vêm ocorrendo nos prêmios salariais associados às competências.

REFERÊNCIAS

- ABOWD, J. M.; KRAMARZ, F.; MARGOLIS, D. N. High wage workers and high wage firms. *Econometrica*, v. 67, n. 2, p. 251-333, mar. 1999.
- ACEMOGLU, D.; AUTOR, D. Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. In: CARD, D.; ASHENFELTER, O. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**. Amsterdã: Elsevier, 2011. v. 4, part B, p. 1043-1171.
- ALMEIDA, R; CORSEUIL, C; POOLE, J. **The impact of digital technologies on routine tasks**: do labor policies matter? Washington: Banco Mundial, 8 set. 2017. (World Bank Policy Research Working Paper, n. 8187).
- ALTONJI, J.; WILLIAMS, N. Do wages rise with job seniority? A reassessment. **International Labor Relations Review**, v. 58, n. 3, p. 370-397, 2005.
- AUTOR, D.; LEVY, F.; MURNANE, R. The skill content of recent technological change: an empirical exploration. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 118, n. 4, p. 1279-1333, 2003.

AUTOR, D.; KATZ, L.; KEARNEY, M. The polarization of the U.S. labor market. **American Economic Review**, v. 96, n. 2, p. 189-194, maio 2006.

AUTOR, D.; KATZ, L.; KEARNEY, M. Trends in U.S. wage inequality: re-assessing the revisionists. **Review of Economics and Statistics**, v. 90, n. 2, p. 300-323, maio 2008.

BARROS, R. P. *et al.* **Os determinantes na queda da desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2010. (Texto para Discussão n. 1460).

CARD, D.; CARDOSO, D.; KLINE, P. Bargaining, sorting, and the gender wage gap: quantifying the impact of firms on the relative pay of women. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 131, n. 2, p. 633-686, maio 2016.

CARD, D.; HEINING, J.; KLINE, P. Workplace heterogeneity and the rise of West German wage inequality. **Quarterly Journal of Economics**, v. 128, n. 3, p. 967-1015, 2 maio 2013.

COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. **Diferenciais salariais no Brasil**: um breve panorama. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2002. (Texto para Discussão, n. 898).

DEMING, D. The growing importance of social skills in the labor market. **The Quarterly Journal of Economic**, v. 132, n. 4, p. 1593-1640, nov. 2017.

FERREIRA, F.; FIRPO, S.; MESSINA, J. **Ageing poorly?** Accounting for the decline in earnings inequality in Brazil, 1995-2012. Bonn: IZA, 2017. (IZA Discussion Paper n. 10656).

FIRPO, S.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. **Occupational tasks and changes in the wage structure**. Bonn: IZA, fev. 2011. (IZA Discussion Paper, n. 5542).

FIRPO, S.; PORTELLA, A. **Decline in wage inequality in Brazil**: a survey. Washington: Banco Mundial, 19 dez. 2019. (World Bank Policy Research Working Paper, n. 9096).

FUNCHAL, B.; SOARES, J. **Understanding demand for skills after technological trade liberalization**. Vitória: Fucape, 2013. (Fucape Working Papers, n. 40).

GONZAGA, G.; GUANZIROLI, T. Returns to experience across tasks: evidence from Brazil. **Applied Economics Letters, Taylor & Francis Journals**, v. 26, n. 20, p. 1718-1723, nov. 2019.

GUANZIROLI, T. **Task-heterogeneity in human capital accumulation**: evidence from Brazilian employer-employee data. 2014. 46 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2014.

GOSS, M.; MANNING, A. Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 1, p. 118-133, fev. 2007.

HAANWINCKEL, D. **Supply, demand, institutions, and firms: a theory of labor market sorting and the wage distribution.** [s.l.]: [s.n.], 2018.

INGRAM, B.; NEUMANN, G. The returns to skill. **Labour Economics**, v. 13, n. 1, p. 35-59, fev. 2006.

JAUME, D. **The labor market effects of an educational expansion: a theoretical model with applications to Brazil.** Buenos Aires: Cedlas, jan. 2017. (Documento de Trabajo, n. 220).

LUSTIG, N.; LOPEZ-CALVA, L.; ORTIZ-JUAREZ, E. Declining inequality in Latin America in the 2000s: the cases of Argentina, Brazil, and Mexico. **World Development**, v. 44, n. C, p. 129-141, 2013.

MACHADO, C. Unobserved selection heterogeneity and the gender wage gap. **Journal of Applied Econometrics**, v. 32, n. 7, p. 1348-1366, nov.-dez. 2017.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings.** Nova York: Columbia University Press, 1974.

SPITZ-OENER, A. Technical change, job tasks, and rising educational demands: Looking outside the wage structure. **Journal of Labor Economics**, v. 24, n. 2, p. 235-270, 2006.

VISINTIN, S. *et al.* Task implementation heterogeneity and wage dispersion. **IZA Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 20, 2015.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CARD, D. Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems. **Econometrica**, v. 69, n. 5, p. 1127-1160, set. 2001.

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

FREGUGLIA, R. S.; MENEZES FILHO, N. A. Inter-regional wage differentials with individual heterogeneity: evidence from Brazil. **The Annals of Regional Science**, v. 49, p. 17-34, 2012.

GRILICHES, Z. Estimating the returns to schooling: some econometric problems. **Econometrica**, v. 45, n. 1, p. 1-22, jan. 1977.

MURNANE, R.; WILLETT, J.; LEVY, F. The growing importance of cognitive skills in wage determination. **The Review of Economics and Statistics**, v. 77, n. 2, p. 251-266, maio 1995.

URZUA, S. Racial labor market gaps: the role of abilities and schooling choices. **Journal of Human Resources**, v. 43, n. 4, p. 919-971, 2008.

URZUA, S; SALTIEL, F; SARZOSA, M. Cognitive and socio-emotional abilities. *In*: JOHNES, G. *et al.* (Ed.). **Handbook of contemporary education economics**. Massachussetts: Edward Elgar, 2017.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Estimação em nível (1)

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
Variável dependente – log do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
Sexo	-0,2607*** (0,0006)	-0,2613*** (0,0006)	-0,2674*** (0,0008)	-0,2314*** (0,0005)
Idade	0,0532*** (0,0002)	0,0423*** (0,0001)	0,0394*** (0,0002)	0,0326*** (0,0001)
Idade_squared	-0,0005*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
Grupo base – analfabetos – fundamental incompleto	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Fundamental completo – médio incompleto	0,1344*** (0,0007)	0,1287*** (0,0007)	0,0992*** (0,0009)	0,0760*** (0,0006)
Médio completo – superior incompleto	0,4553*** (0,0008)	0,3912*** (0,0008)	0,3447*** (0,0009)	0,2163*** (0,0006)
Superior completo – doutorado	1,3437*** (0,0014)	1,2719*** (0,0013)	1,3166*** (0,0017)	1,1125*** (0,0013)
Grupo base – Rondônia (RO)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Acre (AC)	-0,0414*** (0,0084)	0,0390*** (0,0073)	-0,0486*** (0,0073)	-0,0715*** (0,0040)
Amazonas (AM)	0,0974*** (0,0052)	0,0388*** (0,0044)	-0,0118** (0,0053)	-0,0218*** (0,0032)
Roraima (RR)	0,0019 (0,0102)	-0,0997*** (0,0092)	-0,0395*** (0,0129)	-0,0741*** (0,0060)
Pará (PA)	-0,0753*** (0,0047)	-0,0487*** (0,0040)	-0,0833*** (0,0054)	-0,0612*** (0,0029)
Amapá (AP)	-0,1049*** (0,0069)	-0,0629*** (0,0058)	-0,0256*** (0,0065)	-0,0218*** (0,0043)
Tocantins (TO)	-0,0958*** (0,0067)	-0,1298*** (0,0059)	-0,0753*** (0,0071)	-0,0865*** (0,0040)
Maranhão (MA)	0,0508*** (0,0050)	-0,0503*** (0,0039)	-0,0919*** (0,0058)	0,2887*** (0,0035)
Piauí (PI)	-0,1805*** (0,0054)	-0,1084*** (0,0047)	-0,1185*** (0,0064)	-0,0563*** (0,0035)
Ceará (CE)	-0,3019*** (0,0048)	-0,2783*** (0,0041)	-0,3010*** (0,0052)	-0,1796*** (0,0028)
Rio Grande do Norte (RN)	-0,2617*** (0,0049)	-0,2250*** (0,0042)	-0,2263*** (0,0057)	-0,1672*** (0,0032)
Paraíba (PB)	-0,1889*** (0,0057)	-0,1732*** (0,0049)	-0,2468*** (0,0062)	-0,2217*** (0,0032)

(Continua)

(Continuação)

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
Pernambuco (PE)	-0,1225*** (0,0045)	-0,0550*** (0,0039)	-0,0949*** (0,0051)	-0,0604*** (0,0027)
Alagoas (AL)	-0,1734*** (0,0049)	-0,0715*** (0,0041)	-0,0654*** (0,0052)	-0,0702*** (0,0031)
Sergipe (SE)	-0,0983*** (0,0062)	-0,1043*** (0,0050)	-0,0130* (0,0067)	-0,0680*** (0,0033)
Bahia (BA)	-0,0777*** (0,0045)	-0,0371*** (0,0038)	-0,0030 (0,0050)	-0,0412*** (0,0027)
Minas Gerais (MG)	-0,0048 (0,0044)	0,0137*** (0,0037)	0,0174*** (0,0050)	0,0248*** (0,0026)
Espírito Santo (ES)	-0,0521*** (0,0049)	0,0490*** (0,0042)	-0,0024 (0,0055)	-0,0144*** (0,0029)
Rio de Janeiro (RJ)	0,1750*** (0,0044)	0,1822*** (0,0038)	0,1806*** (0,0051)	0,1684*** (0,0027)
São Paulo (SP)	0,3941*** (0,0043)	0,3570*** (0,0037)	0,2532*** (0,0048)	0,2129*** (0,0025)
Paraná (PR)	0,1577*** (0,0044)	0,1211*** (0,0038)	0,0536*** (0,0050)	0,0712*** (0,0026)
Santa Catarina (SC)	0,1924*** (0,0045)	0,1652*** (0,0038)	0,0857*** (0,0051)	0,1106*** (0,0027)
Rio Grande do Sul (RS)	0,3012*** (0,0044)	0,3031*** (0,0038)	0,2320*** (0,0050)	0,1521*** (0,0028)
Mato Grosso do Sul (MS)	0,0821*** (0,0051)	0,1238*** (0,0046)	0,0681*** (0,0059)	0,0422*** (0,0030)
Mato Grosso (MT)	0,0916*** (0,0051)	0,0929*** (0,0043)	0,0941*** (0,0056)	0,1161*** (0,0029)
Goiás (GO)	-0,0357*** (0,0046)	-0,0010 (0,0040)	0,0158*** (0,0053)	0,0161*** (0,0028)
Distrito Federal (DF)	0,2768*** (0,0048)	0,2563*** (0,0042)	0,2300*** (0,0055)	0,1876*** (0,0032)
Grupo base – agricultura, pecuária, silvicultura e mineral	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Pesca	0,0459*** (0,0067)	0,0238*** (0,0077)	0,0763*** (0,0120)	0,1365*** (0,0081)
Indústrias extrativas	1,4857*** (0,0073)	1,5465*** (0,0066)	0,2552*** (0,0019)	0,1118*** (0,0012)
Indústrias de transformação	0,3458*** (0,0015)	0,2284*** (0,0015)	0,2850*** (0,0015)	0,2065*** (0,0010)
Eletricidade, gás e água	0,8322*** (0,0059)	0,7612*** (0,0061)	0,1734*** (0,0017)	0,0774*** (0,0010)
Construção	0,2268*** (0,0019)	0,1307*** (0,0018)	0,1334*** (0,0018)	0,1465*** (0,0012)
Comércio e reparação de veículos e objetos	0,0765*** (0,0015)	-0,0007 (0,0015)	0,0356*** (0,0015)	0,0838*** (0,0010)
Alojamento e alimentação	0,0097*** (0,0018)	-0,0554*** (0,0017)	-0,0371*** (0,0019)	0,0027** (0,0013)

(Continua)

(Continuação)

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
Transporte, armazenagem e comunicações	0,3231*** (0,0019)	0,1973*** (0,0018)	0,3278*** (0,0021)	0,3290*** (0,0014)
Intermediação financeira	0,8655*** (0,0032)	0,7735*** (0,0032)	0,5540*** (0,0039)	0,5083*** (0,0032)
Atividades imobiliárias	0,1361*** (0,0016)	0,0203*** (0,0016)	0,0499*** (0,0017)	0,0974*** (0,0011)
Administração pública, defesa e seguridade social	0,3613*** (0,0016)	0,3551*** (0,0016)	0,3678*** (0,0018)	0,4827*** (0,0014)
Educação	0,4166*** (0,0034)	0,3709*** (0,0031)	0,2562*** (0,0028)	0,1949*** (0,0018)
Saúde e serviços sociais	0,2955*** (0,0022)	0,3242*** (0,0022)	0,3155*** (0,0027)	0,2511*** (0,0018)
Outros serviços	0,1569*** (0,0023)	0,0814*** (0,0023)	0,0896*** (0,0028)	0,0359*** (0,0018)
Serviços domésticos	-0,2272*** (0,0274)	-0,2804*** (0,0191)	0,0493*** (0,0047)	-0,2407*** (0,0042)
Organismos internacionais e instituições extraterritoriais	0,8547*** (0,0394)	0,7463*** (0,0172)	0,2626*** (0,0190)	0,1096*** (0,0121)
Constante	-0,3239*** (0,0053)	0,0606*** (0,0047)	0,2523*** (0,0060)	0,5786*** (0,0034)
Observações	4.094.942	4.186.732	2.981.024	5.363.461
R ²	0,514	0,494	0,443	0,412

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Estimação em nível (2)

Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
Sexo	-0,2511*** (0,0006)	-0,2606*** (0,0006)	-0,2750*** (0,0008)	-0,2413*** (0,0005)
Idade	0,0491*** (0,0002)	0,0387*** (0,0001)	0,0355*** (0,0002)	0,0296*** (0,0001)
Idade_squared	-0,0005*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Grupo base – analfabetos – fundamental incompleto	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Fundamental completo – médio incompleto	0,0914*** (0,0007)	0,0866*** (0,0007)	0,0612*** (0,0008)	0,0480*** (0,0006)
Médio completo – superior incompleto	0,3439*** (0,0008)	0,2878*** (0,0008)	0,2377*** (0,0009)	0,1310*** (0,0006)
Superior completo – doutorado	1,0314*** (0,0015)	0,9922*** (0,0015)	0,9785*** (0,0018)	0,8105*** (0,0013)
Grupo base – RO	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
AC	-0,0624*** (0,0081)	0,0072 (0,0069)	-0,0665*** (0,0071)	-0,0706*** (0,0038)
AM	0,1514*** (0,0052)	0,0739*** (0,0043)	0,0097* (0,0052)	-0,0202*** (0,0031)
RR	0,0061 (0,0101)	-0,1041*** (0,0093)	-0,0623*** (0,0123)	-0,0839*** (0,0058)
PA	-0,0635*** (0,0047)	-0,0455*** (0,0040)	-0,0909*** (0,0053)	-0,0623*** (0,0029)
AP	-0,0670*** (0,0068)	-0,0451*** (0,0057)	0,0161** (0,0064)	-0,0239*** (0,0041)
TO	-0,0844*** (0,0067)	-0,1329*** (0,0058)	-0,0887*** (0,0069)	-0,0831*** (0,0039)
MA	0,1212*** (0,0051)	0,0749*** (0,0039)	-0,1450*** (0,0056)	0,2865*** (0,0035)
PI	-0,1807*** (0,0054)	-0,1234*** (0,0046)	-0,1411*** (0,0063)	-0,0644*** (0,0035)
CE	-0,3095*** (0,0048)	-0,2956*** (0,0040)	-0,3157*** (0,0051)	-0,1927*** (0,0028)
RN	-0,2362*** (0,0049)	-0,2148*** (0,0042)	-0,2306*** (0,0057)	-0,1715*** (0,0032)
PB	-0,1788*** (0,0059)	-0,1607*** (0,0050)	-0,2380*** (0,0062)	-0,2189*** (0,0032)

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
PE	-0,1098*** (0,0046)	-0,0576*** (0,0038)	-0,0873*** (0,0050)	-0,0500*** (0,0026)
AL	-0,1404*** (0,0049)	-0,0537*** (0,0041)	-0,0547*** (0,0051)	-0,0656*** (0,0030)
SE	-0,0727*** (0,0062)	-0,0878*** (0,0049)	-0,0097 (0,0066)	-0,0519*** (0,0032)
BA	-0,0903*** (0,0045)	-0,0551*** (0,0038)	-0,0099** (0,0050)	-0,0369*** (0,0027)
MG	-0,0061 (0,0044)	0,0077** (0,0037)	0,0050 (0,0049)	0,0177*** (0,0026)
ES	-0,0504*** (0,0049)	0,0462*** (0,0041)	-0,0161*** (0,0054)	-0,0222*** (0,0029)
RJ	0,1801*** (0,0044)	0,1730*** (0,0037)	0,1645*** (0,0050)	0,1596*** (0,0026)
SP	0,3900*** (0,0043)	0,3435*** (0,0036)	0,2414*** (0,0048)	0,2059*** (0,0025)
PR	0,1654*** (0,0045)	0,1265*** (0,0037)	0,0599*** (0,0049)	0,0858*** (0,0026)
SC	0,1960*** (0,0045)	0,1668*** (0,0038)	0,0823*** (0,0050)	0,1155*** (0,0026)
RS	0,3181*** (0,0045)	0,3001*** (0,0038)	0,2178*** (0,0050)	0,1251*** (0,0028)
MS	0,0737*** (0,0051)	0,1216*** (0,0045)	0,0578*** (0,0058)	0,0471*** (0,0030)
MT	0,0941*** (0,0051)	0,0879*** (0,0042)	0,0851*** (0,0056)	0,1125*** (0,0029)
GO	-0,0174*** (0,0046)	0,0061 (0,0039)	0,0135** (0,0052)	0,0205*** (0,0027)
DF	0,2966*** (0,0048)	0,2657*** (0,0042)	0,2199*** (0,0054)	0,1802*** (0,0031)
Grupo base – não rotineira manual	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Não rotineira analítica	0,4560*** (0,0047)	0,5109*** (0,0044)	0,7293*** (0,0049)	0,7266*** (0,0033)
Não rotineira interativa	0,1165*** (0,0044)	0,2559*** (0,0041)	0,5199*** (0,0045)	0,5653*** (0,0030)
Rotineira cognitiva	-0,2669*** (0,0037)	-0,1418*** (0,0036)	0,0549*** (0,0040)	0,1270*** (0,0027)
Rotineira manual	-0,5805*** (0,0045)	-0,4406*** (0,0042)	-0,2531*** (0,0046)	-0,1483*** (0,0031)
Grupo base – agricultura, pecuária, silvicultura e mineral	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Pesca	0,0451*** (0,0069)	0,0501*** (0,0079)	0,0976*** (0,0121)	0,1606*** (0,0080)
Indústrias extrativas	1,4862*** (0,0075)	1,5267*** (0,0067)	0,2571*** (0,0018)	0,1204*** (0,0011)

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
Indústrias de transformação	0,3427*** (0,0015)	0,2363*** (0,0015)	0,2849*** (0,0015)	0,2086*** (0,0010)
Eletricidade, gás e água	0,7702*** (0,0056)	0,6957*** (0,0058)	0,1747*** (0,0016)	0,0751*** (0,0010)
Construção	0,2143*** (0,0019)	0,1271*** (0,0018)	0,0897*** (0,0018)	0,1093*** (0,0011)
Comércio e reparação de veículos e objetos	-0,0051*** (0,0015)	-0,0802*** (0,0015)	-0,0580*** (0,0015)	-0,0075*** (0,0010)
Alojamento e alimentação	-0,0239*** (0,0017)	-0,0941*** (0,0017)	-0,0954*** (0,0018)	-0,0536*** (0,0012)
Transporte, armazenagem e comunicações	0,2738*** (0,0018)	0,1601*** (0,0018)	0,2570*** (0,0020)	0,2593*** (0,0014)
Intermediação financeira	0,8143*** (0,0031)	0,7062*** (0,0031)	0,4669*** (0,0038)	0,4186*** (0,0031)
Atividades imobiliárias	0,0986*** (0,0016)	-0,0182*** (0,0016)	-0,0089*** (0,0017)	0,0373*** (0,0011)
Administração pública, defesa e seguridade social	0,2777*** (0,0016)	0,2814*** (0,0016)	0,2862*** (0,0018)	0,4135*** (0,0014)
Educação	0,3194*** (0,0033)	0,2772*** (0,0031)	0,1748*** (0,0028)	0,0991*** (0,0018)
Saúde e serviços sociais	0,2022*** (0,0022)	0,2262*** (0,0021)	0,2058*** (0,0026)	0,1378*** (0,0018)
Outros serviços	0,1033*** (0,0022)	0,0211*** (0,0022)	0,0139*** (0,0027)	-0,0469*** (0,0018)
Serviços domésticos	-0,2584*** (0,0275)	-0,3096*** (0,0197)	-0,0510*** (0,0044)	-0,2872*** (0,0037)
Organismos internacionais e instituições extraterritoriais	0,8438*** (0,0396)	0,7087*** (0,0173)	0,2251*** (0,0192)	0,0500*** (0,0125)
Constante	0,1066*** (0,0064)	0,3811*** (0,0058)	0,4261*** (0,0070)	0,6521*** (0,0042)
Observações	4.094.942	4.186.732	2.981.024	5.363.461
R ²	0,544	0,524	0,485	0,457

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

APÊNDICE C

TABELA C.1
Estimação em nível (3)

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2013
Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
Sexo	-0,2368*** (0,0006)	-0,2453*** (0,0006)	-0,2560*** (0,0008)	-0,2274*** (0,0005)
Idade	0,0477*** (0,0001)	0,0382*** (0,0001)	0,0337*** (0,0002)	0,0284*** (0,0001)
Idade ao quadrado	-0,0005*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Grupo base – analfabetos – fundamental incompleto	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Fundamental completo – médio incompleto	0,1014*** (0,0007)	0,0968*** (0,0007)	0,0850*** (0,0008)	0,0717*** (0,0006)
Médio completo – superior incompleto	0,3342*** (0,0008)	0,2809*** (0,0007)	0,2494*** (0,0009)	0,1584*** (0,0006)
Superior completo – doutorado	0,9904*** (0,0015)	0,9563*** (0,0014)	0,9594*** (0,0017)	0,7992*** (0,0013)
Grupo base – RO	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
AC	-0,0587*** (0,0083)	0,0118* (0,0070)	-0,1453*** (0,0071)	-0,1230*** (0,0038)
AM	0,0877*** (0,0052)	-0,0052 (0,0043)	-0,1122*** (0,0052)	-0,0965*** (0,0030)
RR	-0,0182* (0,0102)	-0,0855*** (0,0092)	-0,0423*** (0,0123)	-0,1118*** (0,0058)
PA	-0,1068*** (0,0048)	-0,0992*** (0,0040)	-0,1531*** (0,0053)	-0,0984*** (0,0028)
AP	-0,0940*** (0,0067)	-0,1060*** (0,0057)	-0,0885*** (0,0064)	-0,1236*** (0,0040)
TO	-0,0636*** (0,0066)	-0,0888*** (0,0057)	-0,0580*** (0,0068)	-0,0622*** (0,0038)
MA	0,0743*** (0,0051)	0,0076* (0,0040)	-0,1989*** (0,0056)	0,2370*** (0,0034)
PI	-0,2029*** (0,0054)	-0,1448*** (0,0046)	-0,1846*** (0,0062)	-0,1065*** (0,0034)
CE	-0,3342*** (0,0048)	-0,3216*** (0,0041)	-0,3630*** (0,0051)	-0,2306*** (0,0027)
RN	-0,2926*** (0,0050)	-0,2570*** (0,0042)	-0,2643*** (0,0057)	-0,1737*** (0,0031)
PB	-0,1652*** (0,0059)	-0,1469*** (0,0049)	-0,2403*** (0,0061)	-0,2261*** (0,0031)

(Continua)

(Continuação)

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2013
PE	-0,1739*** (0,0046)	-0,1335*** (0,0039)	-0,1826*** (0,0050)	-0,1274*** (0,0026)
AL	-0,2762*** (0,0049)	-0,2078*** (0,0041)	-0,2130*** (0,0051)	-0,1732*** (0,0030)
SE	-0,1101*** (0,0062)	-0,1338*** (0,0049)	-0,1212*** (0,0066)	-0,1548*** (0,0032)
BA	-0,1269*** (0,0045)	-0,0932*** (0,0038)	-0,0787*** (0,0050)	-0,0689*** (0,0026)
MG	-0,0256*** (0,0044)	-0,0145*** (0,0037)	-0,0260*** (0,0049)	-0,0094*** (0,0025)
ES	-0,0379*** (0,0049)	0,0418*** (0,0041)	-0,0399*** (0,0054)	-0,0291*** (0,0028)
RJ	0,1372*** (0,0045)	0,1176*** (0,0038)	0,0938*** (0,0050)	0,1048*** (0,0026)
SP	0,3287*** (0,0044)	0,2658*** (0,0037)	0,1611*** (0,0048)	0,1542*** (0,0024)
PR	0,1508*** (0,0045)	0,1091*** (0,0038)	0,0354*** (0,0049)	0,0587*** (0,0025)
SC	0,2002*** (0,0045)	0,1672*** (0,0038)	0,0793*** (0,0050)	0,1103*** (0,0026)
RS	0,2874*** (0,0045)	0,2722*** (0,0038)	0,1833*** (0,0050)	0,1160*** (0,0027)
MS	0,0863*** (0,0051)	0,1057*** (0,0044)	0,0275*** (0,0057)	0,0153*** (0,0029)
MT	0,0924*** (0,0051)	0,0813*** (0,0043)	0,0668*** (0,0055)	0,0946*** (0,0028)
GO	-0,0214*** (0,0047)	-0,0029 (0,0039)	-0,0083 (0,0052)	0,0190*** (0,0027)
DF	0,2341*** (0,0049)	0,2083*** (0,0042)	0,1306*** (0,0053)	0,1387*** (0,0030)
Grupo base – não rotineira manual	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Não rotineira analítica	0,4516*** (0,0045)	0,4963*** (0,0043)	0,7207*** (0,0047)	0,7644*** (0,0032)
Não rotineira interativa	0,1465*** (0,0042)	0,2966*** (0,0040)	0,5957*** (0,0044)	0,6363*** (0,0029)
Rotineira cognitiva	-0,2754*** (0,0036)	-0,1670*** (0,0035)	0,0501*** (0,0039)	0,1297*** (0,0026)
Rotineira manual	-0,5954*** (0,0044)	-0,4502*** (0,0041)	-0,2454*** (0,0045)	-0,1270*** (0,0030)
Grupo base – agricultura, pecuária, silvicultura e mineral	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Pesca	-0,0138* (0,0073)	0,0014 (0,0079)	0,0373*** (0,0117)	0,1132*** (0,0076)
Indústrias extrativas	1,3021*** (0,0069)	1,3196*** (0,0061)	0,1048*** (0,0018)	-0,0182*** (0,0011)

(Continua)

(Continuação)

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2013
Indústrias de transformação	0,2120*** (0,0015)	0,1057*** (0,0015)	0,1628*** (0,0014)	0,1113*** (0,0009)
Eletricidade, gás e água	0,6592*** (0,0057)	0,6097*** (0,0059)	0,0757*** (0,0016)	0,0155*** (0,0010)
Construção	0,1254*** (0,0018)	0,0336*** (0,0017)	0,0352*** (0,0017)	0,0715*** (0,0011)
Comércio e reparação de veículos e objetos	0,0107*** (0,0015)	-0,0743*** (0,0014)	-0,0589*** (0,0015)	-0,0144*** (0,0010)
Alojamento e alimentação	-0,0844*** (0,0017)	-0,1557*** (0,0016)	-0,1541*** (0,0018)	-0,0776*** (0,0012)
Transporte, armazenagem e comunicações	0,1741*** (0,0018)	0,0728*** (0,0017)	0,1718*** (0,0020)	0,1948*** (0,0014)
Intermediação financeira	0,7585*** (0,0031)	0,6696*** (0,0030)	0,4204*** (0,0037)	0,3834*** (0,0030)
Atividades imobiliárias	-0,0028* (0,0016)	-0,1263*** (0,0016)	-0,1209*** (0,0017)	-0,0524*** (0,0011)
Administração pública, defesa e seguridade social	-0,0053*** (0,0018)	-0,0132*** (0,0017)	-0,0125*** (0,0019)	0,1602*** (0,0015)
Educação	0,2174*** (0,0032)	0,1627*** (0,0029)	-0,0016 (0,0027)	-0,0589*** (0,0017)
Saúde e serviços sociais	0,0534*** (0,0020)	0,0767*** (0,0020)	0,0768*** (0,0025)	0,0349*** (0,0017)
Outros serviços	0,0464*** (0,0021)	-0,0246*** (0,0021)	-0,0489*** (0,0026)	-0,0843*** (0,0018)
Serviços domésticos	-0,0961*** (0,0276)	-0,1640*** (0,0194)	-0,1499*** (0,0044)	-0,3592*** (0,0039)
Organismos internacionais e instituições extraterritoriais	0,8484*** (0,0372)	0,6172*** (0,0170)	0,1137*** (0,0205)	-0,0792*** (0,0134)
Grupo base – 0 empregados	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Até 4 empregados	-0,1581*** (0,0074)	-0,1533*** (0,0066)	-0,1140*** (0,0076)	-0,1117*** (0,0014)
De 5 a 9 empregados	-0,0520*** (0,0074)	-0,0543*** (0,0066)	-0,0262*** (0,0076)	-0,0399*** (0,0015)
De 10 a 19 empregados	-0,0033 (0,0074)	-0,0049 (0,0066)	0,0394*** (0,0076)	0,0069*** (0,0014)
De 20 a 49 empregados	0,0630*** (0,0074)	0,0527*** (0,0066)	0,1031*** (0,0076)	0,0599*** (0,0014)
De 50 a 99 empregados	0,1176*** (0,0074)	0,1194*** (0,0067)	0,1563*** (0,0076)	0,1166*** (0,0015)
De 100 a 249 empregados	0,1881*** (0,0074)	0,1910*** (0,0066)	0,2336*** (0,0076)	0,1757*** (0,0014)
De 250 a 499 empregados	0,2496*** (0,0074)	0,1814*** (0,0067)	0,2563*** (0,0076)	0,2210*** (0,0015)
De 500 a 999 empregados	0,2500*** (0,0074)	0,2297*** (0,0067)	0,3236*** (0,0077)	0,2390*** (0,0016)

(Continua)

(Continuação)

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2013
Mais de 1.000 empregados	0,3459*** (0,0074)	0,3788*** (0,0067)	0,4114*** (0,0076)	0,3287*** (0,0015)
Constante	0,1326*** (0,0096)	0,3995*** (0,0087)	0,3445*** (0,0078)	0,6082*** (0,0043)
Observações	4.094.942	4.186.732	2.981.024	5.363.461
R ²	0,565	0,549	0,514	0,486

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

APÊNDICE D

TABELA D.1
Efeitos fixos: firma

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2013
Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh	ln_wageh
Sexo	-0,1523*** (0,0005)	-0,1468*** (0,0005)	-0,1508*** (0,0005)	-0,1342*** (0,0003)
Idade	0,0356*** (0,0001)	0,0315*** (0,0001)	0,0279*** (0,0001)	0,0254*** (0,0001)
Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Grupo base – analfabetos – fundamental incompleto	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Fundamental completo – médio incompleto	0,0629*** (0,0007)	0,0518*** (0,0007)	0,0490*** (0,0007)	0,0560*** (0,0005)
Médio completo – superior incompleto	0,1999*** (0,0007)	0,1521*** (0,0007)	0,1299*** (0,0007)	0,1050*** (0,0005)
Superior completo – doutorado	0,6669*** (0,0011)	0,6183*** (0,0010)	0,5356*** (0,0010)	0,4747*** (0,0007)
Grupo base – não rotineira manual	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Não rotineira analítica	0,4797*** (0,0040)	0,5666*** (0,0039)	0,6023*** (0,0034)	0,7250*** (0,0024)
Não rotineira interativa	0,2462*** (0,0039)	0,3512*** (0,0037)	0,3399*** (0,0032)	0,4881*** (0,0022)
Rotineira cognitiva	-0,3809*** (0,0035)	-0,2988*** (0,0033)	-0,3230*** (0,0030)	-0,1090*** (0,0021)
Rotineira manual	-0,5787*** (0,0041)	-0,4561*** (0,0040)	-0,4578*** (0,0035)	-0,2171*** (0,0024)
Constante	0,7843*** (0,0041)	0,8500*** (0,0040)	1,0629*** (0,0035)	0,9768*** (0,0024)
Observações	4.109.643	4.201.576	4.848.990	8.813.117
Número de firmas	142.056	154.097	171.127	222.859
R ²	0,343	0,328	0,327	0,291

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

APÊNDICE E

TABELA E.1
Efeitos fixos: indivíduo

	2003-2008	2009-2013
Variável dependente – <i>log</i> do salário real por hora	ln_wageh	ln_wageh
Grupo base – não rotineira manual	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Não rotineira analítica	0,9645*** (0,0028)	1,0578*** (0,0026)
Não rotineira interativa	0,5291*** (0,0027)	0,7502*** (0,0024)
Rotineira cognitiva	-0,4382*** (0,0025)	-0,1457*** (0,0022)
Rotineira manual	-0,5796*** (0,0030)	-0,2794*** (0,0026)
Grupo base – agricultura, pecuária, silvicultura e mineral	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Pesca	0,0248 (0,0278)	-0,0635** (0,0285)
Indústrias extrativas	0,0899*** (0,0127)	-0,0572*** (0,0043)
Indústrias de transformação	0,1502*** (0,0051)	-0,0026 (0,0043)
Eletricidade, gás e água	0,0869*** (0,0148)	-0,0342*** (0,0046)
Construção	0,1369*** (0,0059)	0,0164*** (0,0046)
Comércio e reparação de veículos e objetos	0,1093*** (0,0051)	0,0148*** (0,0045)
Alojamento e alimentação	0,1078*** (0,0074)	0,0881*** (0,0095)
Transporte, armazenagem e comunicações	0,0638*** (0,0064)	0,0319*** (0,0046)
Intermediação financeira	0,0774*** (0,0090)	0,0668*** (0,0052)
Atividades imobiliárias	0,1089*** (0,0052)	0,0551*** (0,0046)
Administração pública, defesa e seguridade social	-0,0557*** (0,0069)	0,0526*** (0,0087)
Educação	0,2581*** (0,0072)	-0,0260*** (0,0048)
Saúde e serviços sociais	0,0768*** (0,0071)	-0,0555*** (0,0050)

(Continua)

(Continuação)

	2003-2008	2009-2013
Outros serviços	0,0998*** (0,0061)	0,0124** (0,0052)
Serviços domésticos	0,0576 (0,0405)	-0,0326*** (0,0061)
Organismos internacionais e instituições extraterritoriais	0,1458*** (0,0178)	-0,0425** (0,0184)
Grupo base – 0 empregados	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Até 4 empregados	-0,1461*** (0,0051)	0,0006 (0,0098)
De 5 a 9 empregados	-0,1407*** (0,0051)	0,0611*** (0,0098)
De 10 a 19 empregados	-0,1266*** (0,0052)	0,0759*** (0,0098)
De 20 a 49 empregados	-0,1109*** (0,0053)	0,0944*** (0,0098)
De 50 a 99 empregados	-0,1058*** (0,0053)	0,1371*** (0,0098)
De 100 a 249 empregados	-0,0992*** (0,0054)	0,1458*** (0,0098)
De 250 a 499 empregados	-0,0701*** (0,0055)	0,1717*** (0,0098)
De 500 a 999 empregados	-0,0666*** (0,0057)	0,1896*** (0,0098)
Mais de 1.000 empregados	-0,0339*** (0,0058)	0,2120*** (0,0099)
Constante	1,5443*** (0,0075)	0,3728*** (0,0099)
Observações	8.906.659	8.344.485
Número de indivíduos	0,221	232.727
R ²	194.227	0,209

Fonte: Rais.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

Originais submetidos em: out. 2020.

Última versão recebida em: out. 2022.

Aprovada em: out. 2022.

