

Assis, Carolina; Corseuil, Carlos Henrique; Freguglia, Ricardo da Silva

Working Paper

Rent-sharing e desigualdade salarial intrafirma

Texto para Discussão, No. 2534

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Assis, Carolina; Corseuil, Carlos Henrique; Freguglia, Ricardo da Silva (2019) : Rent-sharing e desigualdade salarial intrafirma, Texto para Discussão, No. 2534, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/240729>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

TEXTO PARA **DISCUSSÃO**

2534

**RENT-SHARING E DESIGUALDADE
SALARIAL INTRAFIRMA**

**Carolina Assis
Carlos Henrique Corseuil
Ricardo Freguglia**



RENT-SHARING E DESIGUALDADE SALARIAL INTRAFIRMA¹

Carolina Assis²

Carlos Henrique Corseuil³

Ricardo Freguglia⁴

1. Os autores agradecem ao Ministério do Trabalho e ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) pelos dados fornecidos e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG), ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro. Agradecem também os comentários recebidos em apresentações feitas no Ipea, na Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e no Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC).

2. Economista. *E-mail*: <carolinamsarmento@gmail.com>.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

E-mail: <carlos.corseuil@ipea.gov.br>.

4. Professor no Departamento de Economia e no Programa de Pós-Graduação (PPG) em Economia da UFJF; e pesquisador no CNPq. *E-mail*: <ricardo.freguglia@ufff.edu.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

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Mylena Fiori

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** 2019

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; J53; D42.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 METODOLOGIA.....	10
3 PRELIMINARES EMPÍRICOS	17
4 RESULTADOS.....	21
5 HETEROGENEIDADE.....	27
6 CONCLUSÃO	29
REFERÊNCIAS	31
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....	33

SINOPSE

Este estudo investiga os efeitos de variações na *performance* das firmas sobre os salários para os setores extrativista e de transformação da economia brasileira, no período de 2007 a 2013. A base de dados utilizada foi um painel de firmas provenientes da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e da Pesquisa Industrial Anual (PIA-Empresa). A estratégia de estimação que propomos envolveu o controle das heterogeneidades não observadas do par ocupação-firma. Elencamos algumas vantagens da nossa estratégia de identificação, entre elas, não depender da hipótese de que os trabalhadores se movem entre empresas por motivos exógenos. Os resultados elucidam a existência de uma relação positiva e significativa entre a *performance* das firmas e os salários, bem como a existência de maior apropriação da renda por cargos de gerência. Os coeficientes encontrados, contudo, sugerem elasticidades inferiores àquelas reportadas para os países desenvolvidos.

Palavras-chave: *rent-sharing*; salários; ocupações.

ABSTRACT

This study investigates the effects of changes in firms' performance on wages across occupations from the extractive and transformation sectors of the Brazilian economy, from 2007 to 2013. We rely on a matching panel data of occupations and industries using data from a Brazilian Administrative File (RAIS) and a Survey of Manufacturing Firms (PIA-Empresa). The estimation strategy we propose involves the control of the unobserved heterogeneities of the occupation-firm cell. One advantage of our identification strategy is to not depend on the hypothesis that workers move between companies for exogenous reasons. The results point to the existence of a positive and significant relationship between firm performance and wages, as well as the existence of greater appropriation of performance improvements by management positions. The estimated coefficients, however, suggest elasticities lower than those reported for developed countries.

Keywords: *rent-sharing*; wages; occupations.

1 INTRODUÇÃO

Por muitos anos, a visão predominante sobre a determinação dos salários foi marcada por ceticismo em relação à possibilidade de haver um prêmio salarial associado a componentes idiossincráticos das firmas. No entanto, a partir do estudo seminal de Abowd, Kramarz e Margolis (1999), as evidências empíricas têm desafiado essa visão. Usando dados franceses na forma de painel, concatenando trabalhadores e empresas, os autores mostram que o componente idiossincrático da firma é responsável por algo em torno de 15% da dispersão salarial. Outros trabalhos baseados em dados similares para outros países confirmam que esses componentes têm uma relevância considerável na determinação dos salários (Card, Heining e Kline, 2013; Barth *et al.*, 2016; Song *et al.*, 2019).¹ Cabe destacar o trabalho de Alvarez *et al.* (2018), que confirma esse resultado para o Brasil usando as mesmas fontes de informação que usamos.

Nesse contexto, outra questão que também ganha força é em que medida esses prêmios salariais guardam relação com variáveis de *performance* das firmas. Há, do ponto de vista teórico, algumas vertentes de modelos sendo desenvolvidas para dar respaldo a essa relação. A principal compreende a nova geração de modelos de monopsonio no mercado de trabalho, em particular os modelos em que o poder de monopsonio das firmas advém de heterogeneidade (não observada) nas preferências dos trabalhadores a respeito de onde trabalhar.² Card *et al.* (2018) expõem como um modelo desse tipo pode fundamentar uma relação linear entre o logaritmo do salário e a *performance* da firma, muito difundida em trabalhos empíricos que se debruçam sobre essa relação por meio de modelos lineares de regressão.

A identificação dessa relação entre *performance* e salários é a principal motivação deste trabalho. Apesar de haver muitas estimativas disponíveis para esse parâmetro, acreditamos que o estudo traz duas importantes contribuições. A primeira é de cunho

1. Ainda que existam trabalhos apontando para uma importância mais residual do componente idiossincrático da firma, vale ressaltar o argumento de Gruetter e Lalive (2009), que demonstram a subestimação da importância desse componente quando a sua identificação é baseada em dados de movimentações de trabalhadores entre firmas sem levar em conta o desemprego.

2. Bhaskar e To (1999) trazem uma importante contribuição nesse sentido. Manning (2011) traz uma resenha de modelos desse tipo desenvolvidos até então bem como de trabalhos empíricos que estimam parâmetros relacionados a esses modelos.

metodológico, em que fazemos uma proposta inovadora para a combinação do nível de agregação dos dados e dos efeitos fixos a serem considerados na estimação.

A segunda contribuição diz respeito à heterogeneidade do parâmetro estimado. Mostraremos que a influência da *performance* da firma sobre os salários varia de acordo com os grupos de ocupação dos trabalhadores. Esse repasse diferenciado de melhoras na *performance* tende a afetar o componente intrafirma da desigualdade salarial. Vale dizer que Song *et al.* (2019) reportam que vem crescendo a relevância desse componente intra da desigualdade salarial em grandes empresas. Outros estudos remetem a efeitos heterogêneos de *rent-sharing*, principalmente na dimensão relacionada ao nível educacional dos trabalhadores (Martins, 2009; Card *et al.*, 2018; Friedrich *et al.*, 2019). No entanto, há todo um movimento na literatura no sentido de considerar que as firmas demandam tarefas e não qualificação, e essas tarefas estão embutidas nas ocupações. Acemoglu e Autor (2011) mostram como o foco em tarefas ilumina o debate sobre tendências na desigualdade salarial.

Do ponto de vista metodológico, a literatura sobre o efeito da *performance* das firmas nos salários lida de diferentes formas com o enorme desafio da correta identificação desse efeito. Há que se atentar para fatores que podem fazer a relação ser estimada de forma espúria. O principal fator ressaltado de forma muito clara por Card *et al.* (2018) consiste na composição dos trabalhadores nas firmas, no que se refere a suas características produtivas. Os autores priorizam a questão da qualificação do trabalhador³ enquanto característica produtiva, mas outras dimensões podem ser levadas em consideração.

Por essa razão, muitos estudos incorporam a ideia de neutralizar mudanças na composição restringindo a amostra para trabalhadores que permanecem empregados na mesma firma durante o período analisado. Essa opção, comumente referenciada como *job stayers design*, relaciona variações temporais na *performance* da empresa a variações temporais dos salários. Entre outros, Arai e Heyman (2009), Guertzgen (2009), Martins (2009), Card, Devicienti e Maida (2014) e Card *et al.* (2018) apresentam estimativas baseadas nesse procedimento. Essa opção metodológica também se encarrega de eliminar a influência de características idiossincráticas (e fixas no tempo) das firmas que podem atuar simultaneamente para determinar sua *performance* e os salários de seus empregados.

3. Card *et al.* (2018) modelam apenas dois tipos de qualificação: alta e baixa. Porém, Kline *et al.* (no prelo) demonstram que o arcabouço teórico de Card *et al.* (2018) pode ser generalizado para um contínuo de níveis de qualificação.

No entanto, apesar de controlar aspectos não observáveis relacionados tanto a firmas como a trabalhadores, as estimativas podem incorrer em problemas de seleção amostral, visto que a permanência de um trabalhador por mais de um período na mesma empresa tende a não ser determinada de forma aleatória (Abowd, McKinney e Schmutte, no prelo; Bonhomme, Lamadon e Manresa, no prelo; Friedrich *et al.*, 2019). Em particular, quando uma empresa sofre um choque negativo, os trabalhadores que a deixam tendem a ser aqueles afetados pelo repasse mais intenso do choque.

Nossos resultados são obtidos relacionando variações temporais na *performance* da empresa com variações temporais dos salários, com dados definidos por células de ocupação e firma. Dessa forma, a identificação passa a depender de ocupações que são empregadas por mais de um período na mesma empresa. É fácil notar que essa nova restrição tende a ser bem menos seletiva, visto que ela independe da quantidade de trabalhadores que permanecem ou não empregados nas respectivas empresas. Ao manter fixa a composição ocupacional, evitamos a influência espúria de uma suposta tendência de ocupações com maiores salários estarem cada vez mais concentradas em firmas com maiores salários (Card, Heining e Kline, 2013).⁴

Implementamos essa estratégia a partir do uso de uma rica base de dados que combina duas fontes de informação distintas. A primeira delas é a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), que concatena informações de trabalhadores e firmas. Essa base revela uma série de características dos trabalhadores e dos seus respectivos vínculos. Em particular, a RAIS provê uma informação muito detalhada a respeito da ocupação dos trabalhadores. A segunda base de dados é a Pesquisa Industrial Anual (PIA-Empresa), a partir da qual obtemos informações relativas à *performance* das firmas.

Os resultados de nossas especificações preferidas apontam uma elasticidade média em torno de 0,02%. Esse valor é cerca de 40% maior do que aquele que obtivemos com dados individuais restritos a trabalhadores que permanecem nas empresas (*job stayer design*).⁵ Uma possível explicação para esse fato é a de que os salários de contratação eventualmente podem ser mais suscetíveis a choques de produtividade do que os

4. Haanwinckel (2018) demonstra que essa tendência pode ser uma reação ao progresso técnico que vivenciamos.

5. Por sua vez, o resultado que obtivemos baseados em dados individuais com amostra restrita a *job stayers* é muito similar ao reportado para outros países, como veremos mais adiante.

salários de quem já está empregado. Essa hipótese é motivada por uma literatura que debate a sensibilidade dos salários ao ciclo econômico (Pissarides, 2009; Martins, Solon e Thomas, 2012; Gertler, Huckfeldt e Trigari, 2016).

O nível de desagregação por células de firma-ocupação também permite explorar diferenças nos efeitos de *performance* sobre salários de acordo com agrupamentos de ocupações. Ao explorar essas diferenças, observamos que os agrupamentos associados a maiores salários (por exemplo, de gerentes) conseguem se apropriar de uma parte substantivamente maior da melhora na *performance*. No outro extremo, agrupamentos associados a salários menores (próximos ao salário mínimo) registram uma sensibilidade quase nula às melhoras na *performance*. Por um lado, esses resultados são condizentes com a hipótese de que as firmas proveem uma espécie de seguro aos trabalhadores, especialmente os de menores salários, ao não repassar uma parte dos choques de produtividade que as assolam. Por outro lado, caso os choques positivos tivessem sido mais frequentes do que os negativos no Brasil, essa heterogeneidade teria contribuído para aumentos na desigualdade intrafirma.

O restante do texto está organizado da seguinte maneira: a nossa metodologia é exposta em detalhes na seção 2, com os argumentos que julgamos suficientes para justificar a nossa escolha; na seção 3, versamos sobre a construção da nossa base de dados e trazemos algumas estatísticas descritivas que ilustram a nossa amostra; a seção 4 é reservada para a discussão dos nossos principais resultados bem como de alguns exercícios que buscam acessar a sua robustez; na seção 5, investigamos se a sensibilidade dos salários a aumentos de produtividade difere entre grupos de ocupações distintos; por fim, na seção 6, procuramos sintetizar nossos principais achados.

2 METODOLOGIA

2.1 Especificação do modelo

Nossa abordagem para estimar a relação entre *performance* e salários será baseada em modelos de regressão com variáveis transformadas para expressar variações temporais. A transformação baseada em primeiras diferenças tem risco de produzir estimativas enviesadas quando aplicada com intervalos de tempo curtos em variáveis com alta persistência temporal. Nesse cenário, a variável resultante da transformação tende a ser

muito influenciada por erros de medida. Nossa proposta é usar diferenças longas para minimizar essa influência de erros de medida, tal como em Card *et al.* (2018).

Modelos com essa especificação baseada em uma única diferença longa são inclusive mais flexíveis em ao menos duas dimensões. A princípio, as características modeladas pelo efeito fixo só precisam ser consideradas constantes em dois pontos do tempo. Além disso, permitem a introdução de variáveis de controle que capturam tendências específicas para o salário, sem a necessidade de parametrizar o formato dessa tendência. Voltaremos a esse ponto mais adiante quando explicitarmos a nossa especificação.

Outras decisões importantes e inter-relacionadas se referem a como evitar influência da mudança de composição dos trabalhadores e ao nível de agregação dos dados. Conforme visto anteriormente, uma consequência de trabalhar com modelos em primeira diferença restringindo a amostra para observações de trabalhadores que permanecem no mesmo emprego é a exposição a problemas de seleção amostral potencialmente graves.

Do ponto de vista teórico, há diferentes argumentos indicando que a mudança de firma por parte dos trabalhadores tende a não ser determinada por fatores exógenos. Gibbons e Katz (1992) enfatizam que há uma maior probabilidade de os trabalhadores de pior qualidade deixarem as empresas pela via da demissão. Isso faria com que a metodologia exposta tendesse a estimar um parâmetro de *rent-sharing* específico para trabalhadores de melhor qualidade (não afetado por demissões). Argumento análogo, porém com consequências inversas, poderia ser feito para modelos de procura por trabalho (*job search*) (Postel-Vinay e Robin, 2002), em que os melhores trabalhadores têm maior probabilidade de receber uma oferta de outra firma. Do ponto de vista empírico, Abowd, McKinney e Schmutte (no prelo), Bonhomme, Lamadon e Manresa (no prelo) e Friedrich *et al.* (2019) confirmam que a movimentação dos trabalhadores está relacionada com mudanças salariais.

A seleção amostral não chega a ser uma limitação importante quando se usam modelos em primeira diferença com dados agregados por estabelecimento ou firma. Porém, estimativas com esse tipo de dado tendem a ser inconsistentes por não levar

em conta mudanças na qualidade dos empregados, conforme demonstrado de forma didática por Card *et al.* (2018).⁶

Nossa abordagem se baseia em um nível intermediário de agregação da informação de forma a evitar ambos os problemas relatados – a influência da mudança de composição dos trabalhadores e a seleção amostral. O nível de agregação que julgamos adequado é definido pelo cruzamento de firma e categoria ocupacional. A definição do par firma-ocupação como unidade de análise minimiza os problemas advindos de mudança na qualidade dos trabalhadores que compõem a força de trabalho de uma firma, além de minimizar também os problemas de seleção amostral, conforme já mencionado. No entanto, é preciso ter em mente que são eliminadas mudanças na qualidade média dos trabalhadores entre os códigos ocupacionais de uma firma, mas não se consideram as mudanças na composição dos trabalhadores de uma mesma célula de ocupação e firma.

Duas providências foram tomadas para minimizar a influência das mudanças de qualidade intracélula. A princípio, usamos uma desagregação de quatro dígitos do código ocupacional. Assumimos, portanto, que nesse nível de detalhe não há espaço para diferenças de qualidade resultantes de dissemelhanças nas tarefas atribuídas aos trabalhadores da mesma célula. Assim, uma eventual heterogeneidade remanescente seria atribuída a diferentes níveis de habilidade entre trabalhadores que desempenham o mesmo conjunto de tarefas na mesma firma. Outra providência para lidar com esse tipo de heterogeneidade foi incorporar, como controle, variáveis que descrevem a composição da célula no que diz respeito a características individuais observáveis, as quais podem estar relacionadas ao acúmulo de distintas habilidades.

A tabela 1 mostra um exercício de decomposição da variância dos salários em um componente intra e entre células, tal como feito, por exemplo, em Barth *et al.* (2016). No lado esquerdo da tabela, temos os resultados de quando usamos somente o identificador das firmas para definir as células. Nesse caso, podemos ver que a variância dos salários individuais se divide de forma quase uniforme num componente intrafirma e num

6. Esse argumento é demonstrado com mais facilidade no contexto em que se usa valor adicionado por trabalhador (VA/N) como aproximação de *performance* da firma. Card *et al.* (2018) mostram que essa variável equivale ao produto da produtividade total dos fatores (PTF) com um índice de qualidade dos trabalhadores. Logo, uma melhora dessa qualidade pode fazer aumentar tanto o VA/N como o salário médio da firma. Argumento análogo com uma simples extensão pode ser feito para o contexto em que se usa receita por trabalhador como aproximação de *performance* da firma.

entrefirma. A razão entre o primeiro e o segundo componente é de 0,95 em 2007 e 1,15 em 2013. No lado direito da tabela, apresentamos os resultados análogos usando o cruzamento dos identificadores de firma e ocupação para definir as células. Assim, podemos notar que o componente intracélula cai drasticamente. A razão entre os componentes intra e entre passa a ser 0,25 em 2007 e 0,28 em 2013. Ou seja, a dispersão de salários é bem menor quando se comparam trabalhadores numa mesma célula de ocupação-firma.

TABELA 1
Comparativo da decomposição da variância dos salários por célula de análise

Ano	Intra e entrefirmas			Intra e entrefirmas-ocupação		
	Intra	Entre	Razão	Intra	Entre	Razão
2007	0,29	0,30	0,95	0,12	0,47	0,25
2013	0,29	0,25	1,15	0,12	0,43	0,28

Fonte: RAIS e PIA-Empresa.
Elaboração dos autores.

Dessa forma, o nosso ponto de partida pode ser descrito pela seguinte equação:

$$\ln w_{lit} = \beta_0 + \beta_1 t \cdot X_{lit0} + \beta_2 \ln \left(\frac{\pi}{N} \right)_{it} + f(\theta_l; v_i) + \varepsilon_{lit} \quad (1)$$

Em que $\ln w_{lit}$ é o logaritmo natural da remuneração média real dos indivíduos empregados na ocupação l , na firma i , no ano t ; β_0 é o intercepto da regressão; e β_1 é um vetor de coeficientes associado a tendências específicas para combinações de características observadas para os indivíduos empregados na ocupação l , de firmas i no ano $t_0(X_{lit0})$. Consideramos como características relevantes a porcentagem de homens, de jovens e de trabalhadores com alto nível de educação e tempo médio de emprego na firma. A variável $\left(\frac{\pi}{N} \right)_{it}$ equivale à *performance* por trabalhador da firma i , no ano t . Seguindo recomendação de Card *et al.* (2018), utilizamos (o *log do*) valor adicionado por trabalhador, que denotaremos daqui em diante por produtividade do trabalho. Por fim, $f(\theta_l; v_i)$ captura uma combinação qualquer de efeitos fixos tanto da firma como da ocupação, em particular, pode captar aspectos idiossincráticos da célula ocupação-firma, e ε_{lit} é o termo de erro.

Conforme mencionado, o operador de primeira diferença é aplicado antes da estimação do modelo, restringindo-o a dois pontos do tempo separados por seis anos,

sendo 2007 o primeiro ano (t_0) e 2013 o segundo (t_1). Portanto, a equação a ser estimada pode ser escrita da seguinte forma:

$$\Delta \ln w_{lit1} = \beta_1 X_{lit0} + \beta_2 \Delta \ln \left(\frac{\pi}{N} \right)_{it1} + \Delta \varepsilon_{lit1}. \quad (2)$$

Em que o operador Δ associado ao subscrito t_1 denota a diferença entre 2013 e 2007.

A identificação desse modelo pauta-se na hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas:

$$E \left[\Delta \varepsilon_{lit} \mid \Delta \left(\frac{\pi}{N} \right)_{it} ; X_{lit0} \right] = 0 \quad (3)$$

Nesse tipo de situação, é natural considerar as variáveis fixas em t_0 como predeterminadas. Portanto, a discussão sobre a validade da hipótese anterior concentra-se na relação entre a variação da *performance* e a variação do termo não observado. Intuitivamente, essa hipótese requer que as variações temporais nas características não observáveis do *match* ocupação-firma não sejam correlacionadas com as variações temporais na produtividade do trabalho da firma.

Mudanças na composição dos trabalhadores intracélulas de firma-ocupação em características não observáveis invalidaria essa hipótese, ao produzir mudanças simultâneas em salário médio da célula e produtividade do trabalho da firma. Por exemplo, determinadas empresas podem vir a se esforçar mais para recrutar trabalhadores com certas habilidades não observáveis em ocupações consideradas estratégicas (leia-se com alto impacto na produtividade do trabalho da firma) e para isso estariam dispostas a aumentar os salários caso houvesse uma melhora de fato na composição dos trabalhadores. Em princípio, isso poderia induzir a uma correlação entre a variação da produtividade do trabalho e um determinante não observado da variação salarial, o que violaria nossa hipótese de identificação. Note, porém, que estamos condicionando a relação à composição em observáveis que prevalece no ano inicial (ao controlar por X_{lit0}). Logo, a hipótese só seria invalidada se a mudança de composição mencionada não pudesse ser predita pela composição em observáveis no ano inicial. Por exemplo, não haveria problema se mudanças de composição em não observáveis ocorressem com mais frequência em células com mais trabalhadores com baixa escolaridade ou pouca experiência, pois essas características estão sendo levadas em consideração.

Por ora, vamos supor que não ocorram mudanças substanciais na composição dos trabalhadores em aspectos não observáveis intracélulas – definida pelo cruzamento de firmas e códigos ocupacionais, ambos a quatro dígitos – que não fossem preditas pela composição em características observáveis nas mesmas células no ano inicial. Mudanças substanciais devem ser entendidas aqui como impactantes na produtividade do trabalho da firma.

2.2 Outras abordagens para a identificação

Uma outra alternativa para evitar um efeito espúrio de mudanças na composição da força de trabalho foi utilizada de forma pioneira por Card *et al.* (2018). Ela consiste em correlacionar a variável de *performance* com efeitos fixos das firmas estimados num primeiro estágio em modelos de regressão com dados individuais que incluem tanto efeitos fixos de trabalhador como de firma simultaneamente, sendo por isso chamados de modelos de efeito fixo bidimensionais (*two-way fixed effects model*). A vantagem dessa alternativa é o controle das mudanças na composição da força de trabalho das firmas, inclusive no que diz respeito a aspectos não observáveis dos trabalhadores, mesmo sem restringir a amostra para trabalhadores que permanecem na mesma empresa. No entanto, a identificação dos efeitos fixos de firmas nesses modelos – implementados de forma pioneira por Abowd, Kramarz e Margolis (1999), e por isso conhecidos por AKM – só pode ser feita por meio de trabalhadores que mudam de empresas. Dessa forma, uma movimentação de trabalhadores entre empresas motivada por fatores não exógenos compromete também essa metodologia.⁷ Outro problema dessa metodologia para os nossos propósitos é que ela não permite apurar nenhum tipo de heterogeneidade do parâmetro de *rent-sharing*, visto que o segundo passo é baseado em dados agregados por firma.

A literatura aborda outras situações, para além de eventuais mudanças na composição dos trabalhadores, que desafiarão a validade da nossa hipótese de identificação. Motivados por essas situações, diversos trabalhos utilizam a metodologia de variáveis instrumentais para enfrentar o desafio da correta identificação do efeito da *performance* da firma sobre

7. Card *et al.* (2018) chamam atenção para outra limitação dos modelos AKM, que vem a ser a sensibilidade dos resultados à maneira como se incorporam controles referentes à experiência dos trabalhadores. O uso da idade do trabalhador como aproximação torna-se problemática em dados de painel, visto que essa idade varia igualmente para todos os trabalhadores ao longo do tempo. Vale ressaltar que esse problema não existe na nossa especificação. Para ver isso, basta notar que mudança nos trabalhadores que compõem as células de ocupação-firma pode levar a idade média a variar de diversas maneiras com o passar do tempo.

os salários. Contudo, conforme argumentado por Card *et al.* (2018), pouquíssimos são os estudos que apresentam variações genuinamente exógenas na produtividade das firmas.⁸ Na maioria dos estudos, os instrumentos utilizados foram as variáveis defasadas da própria medida de *performance*. Esse instrumento será considerado forte apenas se exibir alta volatilidade e não for persistente no tempo (Arai e Heyman, 2009).

Preferimos evitar usar variáveis instrumentais, haja vista o risco de empregar um instrumento fraco. Para validar essa escolha, é importante termos em mente quais os outros fatores que ameaçam a correta identificação do nosso parâmetro de interesse. Entendemos que o arcabouço teórico de Card *et al.* (2018), e sua versão generalizada de Kline *et al.* (no prelo), pode servir de guia para essa análise.

Card *et al.* (2018) argumentam que, do ponto de vista teórico, a variável de *performance* ideal para checar a relação com salários seria a PTF. Em seu modelo, os salários são escolhidos pelas firmas de forma a minimizar custos tomando como dado a PTF. Não haveria, portanto, qualquer problema de simultaneidade na determinação dessas variáveis, o que vem a ser uma justificativa comum para o uso de instrumentos em diversos trabalhos anteriores. Dada a dificuldade de medir a PTF, Card *et al.* (2018) mostram que o valor adicionado por trabalhador pode ser usado como aproximação desde que se leve em consideração a composição da força de trabalho da firma em relação a sua qualificação.

Ou seja, em princípio, basta se preocupar com mudanças na composição da força de trabalho das firmas para estimar de forma consistente a relação entre valor adicionado por trabalhador e salário, sem a necessidade do uso de instrumentos. Os autores até usam algumas especificações baseadas em variáveis instrumentais, que são justificadas pela preocupação em expurgar erros de medida em um modelo em primeiras diferenças com intervalo de quatro anos. No nosso caso, estamos trabalhando com um intervalo de seis anos, o que julgamos suficiente para minimizar problemas de erros de medida em primeiras diferenças.

8. Alguns estudos recentes apresentam alternativas mais engenhosas para serem usadas como variáveis instrumentais. Destaque para os estudos de Carlsson, Messina e Skans (2016), com o uso de uma medida de produtividade física; Garin e Silverio (2017), com o uso de uma medida de aumento de demanda potencial por exportações; e Kline *et al.* (no prelo), com o uso de patentes registradas. Todas são baseadas em dados extremamente difíceis de serem obtidos.

Kline *et al.* (no prelo) reforçam a importância de se atentar para eventuais mudanças na composição da força de trabalho das firmas para a correta identificação do nosso parâmetro de interesse. No entanto, eles acrescentam algumas “ameaças” adicionais a essa identificação. Inicialmente, alertam que alguns choques na produtividade das firmas podem ter um componente mais agregado, que poderia afetar também a determinação dos salários no mercado onde a firma opera. Essa possível influência de choques mais agregados será contemplada em nossos exercícios empíricos incorporando tendências específicas para setores de atividade e estados.

Depois, por fim, Kline *et al.* (no prelo) argumentam que choques nas condições de trabalho específicas das firmas podem vir a influenciar tanto salários quanto produtividade. A influência nos salários é direta e muito fácil de ver no arcabouço teórico; a influência na produtividade, por sua vez, não é tão óbvia ou fácil de ser enxergada. Os autores desenvolvem dois argumentos para mostrar essa possível relação com a produtividade: um deles leva a uma correlação positiva entre melhora nas condições de trabalho e produtividade, enquanto o outro leva a uma correlação negativa. Logo, é possível que essas influências de mudanças nas condições de trabalho sobre a produtividade da firma se cancelem, o que dispensaria o uso de variáveis instrumentais para estimar o nosso parâmetro de interesse.

3 PRELIMINARES EMPÍRICOS

3.1 Bases de dados e construção das variáveis

A base de dados utilizada neste trabalho provém da combinação de duas fontes de informações: a PIA-Empresa, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e a RAIS, do Ministério do Trabalho.

A PIA-Empresa é uma pesquisa composta por informações econômico-financeiras das firmas industriais, isto é, firmas cuja principal fonte de receita seja proveniente das indústrias extrativas ou das indústrias de transformação. A principal informação que usaremos dessa fonte é o valor adicionado por firma em cada ano. Nela, as firmas com mais de trinta empregados são pesquisadas de forma censitária e constituem o estrato certo. No âmbito deste estudo, nos limitaremos ao estrato certo da pesquisa.

A RAIS constitui um censo do segmento formal do mercado de trabalho do país, com informações a respeito do indivíduo, como sexo, idade, grau de instrução, tempo de permanência no emprego, ocupação e salário recebido, e outras informações complementares sobre os estabelecimentos (firmas). No que diz respeito ao salário de cada trabalhador, faremos uso do valor médio ao longo do ano de referência.

Nessa pesquisa, assim como na PIA-Empresa, a classificação das atividades econômicas segue desde 2007 a versão 2.0 da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0).⁹ Por motivos óbvios, somente as firmas que constam no banco de dados da PIA-Empresa tiveram suas informações provenientes da RAIS incluídas na nossa base de dados. Para tanto, os bancos de dados desta pesquisa foram conectados aos bancos de dados da PIA-Empresa separadamente para cada ano, a partir da variável identificadora do empregador derivada do código do Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ). Conforme já indicado, usaremos informações contidas entre 2007 e 2013.

Para o período que este trabalho se propõe a analisar, a RAIS utiliza como classificador de ocupação a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) referente a 2002. A CBO 2002 apresenta tanto um caráter enumerativo como descritivo. Enquanto este detalha as atividades, os requisitos e as condições de trabalho das ocupações, aquele codifica os empregos e as situações de trabalho para fins estatísticos.

Para as análises aqui apresentadas, os dados no nível individual da RAIS foram unificados por família ocupacional, empresa e ano, ou seja, para cada ano e firma, as informações dos trabalhadores foram agregadas considerando-se a CBO no nível de desagregação de quatro dígitos.

Entre as variáveis categóricas da RAIS estão a *dummy* de sexo, o grau de instrução do indivíduo, sua nacionalidade e a faixa etária em que se enquadra. Para o controle quanto ao gênero dos empregados, construiu-se uma variável que mensura a proporção de mulheres empregadas por célula de análise.

9. Para a RAIS, contudo, há informações para todas as seções da CNAE, ou seja, não apenas para as seções B e C (setor da indústria) contempladas na PIA-Empresa. Optamos por usar a CNAE informada na PIA-Empresa tendo em vista a utilização de um critério objetivo definido pelo IBGE para coletar essa informação, em contraposição à possível influência de idiosincrasias do empregador (ou de seu contador) quando este informa a CNAE na RAIS.

A variável de grau de instrução foi segmentada em dois grupos: a variável de nível educacional baixo representa a proporção de trabalhadores cujo grau de instrução está entre analfabeto e do 6º ao 9º ano incompleto do ensino fundamental (EF), conforme a padronização da RAIS. A variável de nível educacional alto apresenta a proporção de trabalhadores cujo grau de instrução se enquadra entre ensino superior completo e doutorado completo. Para o controle da idade, construiu-se a variável de faixa etária. Ela representa a porcentagem de trabalhadores com idade inferior a 24 anos, ou seja, que se enquadram nas categorias até 17 anos e 18 a 24 anos do manual da RAIS.

Conforme esclarecido anteriormente, para a agregação dos dados, as variáveis contínuas foram transformadas em médias por unidade de análise (ocupação-firma-ano). Dentro deste grupo de variáveis estão a remuneração média do trabalhador e o tempo de serviço naquele vínculo empregatício. A variável de remuneração média foi deflacionada via Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a preços correntes de 2013. O tempo de emprego é o tempo médio, em meses, que os indivíduos daquela ocupação-firma têm de carteira assinada naquele vínculo empregatício. Ademais, um termo quadrático desta variável foi também inserido na equação, visando capturar a concavidade da relação entre salários e experiência.

3.2 Estatísticas descritivas

A tabela 2 traz informações a respeito de algumas características da base que usaremos, tanto para 2007 como para 2013. O número de observações do banco se refere ao total de combinações ocupação-firma, que registra 638.116 em 2007 e 808.576 em 2013. Em parte, o aumento nas observações reflete o aumento no número de firmas, que fica em torno de 32 mil em 2007, passando para 38.309 em 2013.

TABELA 2
Total de observações por ano

Ano	2007	2013	
Número de observações	638.116	808.576	
Número de firmas	32.096	38.309	
Número de ocupações (família CBO) ¹	Média/firma	19,9	21,1
	Desvio-padrão	15,5	15,7
Número de pessoal ocupado	Média/firma	245,2	259,9
	Desvio-padrão	1.067,30	1.395,30

Fonte: RAIS e PIA-Empresa.
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Conforme a CBO, as ocupações a quatro dígitos são classificadas como família CBO.

Essas firmas apresentavam, na média, 20 ocupações em 2007 e 21 em 2013. Esse elevado número médio por firma será um ponto crucial para a identificação do modelo, a ser proposto na próxima seção. O número médio de trabalhadores por firma também cresce de forma moderada, passando de 245 em 2007 para 260 em 2013. Por fim, vale mencionar as diferenças observadas relativas às respectivas dispersões do número de ocupações e do número de trabalhadores por firma. A distribuição do número de ocupações por firma apresenta um desvio-padrão estável no tempo e menor que a média, contrastando com a distribuição do número de trabalhadores por firma, o qual apresenta um desvio-padrão pelo menos quatro vezes maior que a média e crescente no tempo.

No que diz respeito às nossas principais variáveis de interesse, a tabela 3 indica um crescimento modesto tanto do salário como do valor adicionado por trabalhador (ambos em *log*), de forma que o salário corresponde a cerca de 70% do valor adicionado por trabalhador em ambos os anos.

TABELA 3
Média das principais variáveis

Variável	2007	2013
<i>Log (salário)</i>	7,45	7,60
<i>Log (VA/N)</i>	10,64	10,72

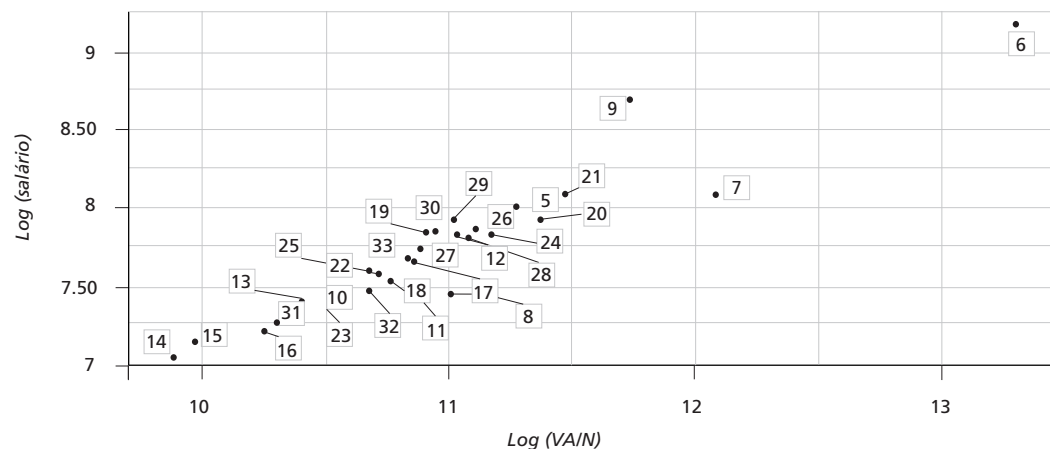
Fonte: RAIS e PIA-Empresa.
Elaboração dos autores.

O gráfico 1 mostra que também há uma relação positiva entre salários e produtividade quando olhamos para os dados por setor de atividade. Interessante notar que essa relação é quase linear, de forma que os salários representem cerca de 70% do valor adicionado por trabalhador em quase todos os setores.

A tabela 4, por sua vez, apresenta a média e o desvio-padrão das variáveis de controle referentes a características dos trabalhadores. Para o cômputo dos indicadores dessa tabela, utilizamos os dados agregados em células de ocupação-firma. Na média, as ocupações são compostas por uma menor porcentagem de empregados do sexo feminino, 27%. Entre os indivíduos de uma mesma célula, aproximadamente 70% apresentam um nível educacional intermediário. Na média, entretanto, 17,5% dos trabalhadores das células de ocupação-firma não completaram o ensino básico, e apenas 15,2% desses trabalhadores têm nível educacional igual ou além do ensino superior.

GRÁFICO 1

Setores da indústria por valor adicionado segundo trabalhador e *log* de salário



Fonte: RAIS e PIA-Empresa.
Elaboração dos autores.

TABELA 4

Média e desvio-padrão das variáveis independentes

Variável	Média (%)	Desvio-padrão
Porcentagem de mulheres	27,0	0,396
Porcentagem do nível educacional alto	15,2	0,299
Porcentagem do nível educacional baixo	17,5	0,351

Fonte: RAIS e PIA-Empresa.
Elaboração dos autores.

4 RESULTADOS

4.1 Validade externa de resultados baseados no Brasil

A exposição de resultados baseados na combinação de uma metodologia inédita e uma base de dados ainda inexplorada para esse tipo de exercício suscitaria dúvidas para interpretar um eventual resultado que se destacasse dos obtidos na literatura. Dessa forma, antes de reportarmos nossos resultados baseados nessa metodologia, faremos uma comparação daqueles obtidos por meio da nossa base de dados com os obtidos por intermédio de uma metodologia semelhante que já tenha sido aplicada em outros estudos.

O modelo escolhido para realizar a comparação é o que usa o *job stayers design*, ou seja, relaciona variações temporais na *performance* da empresa a variações temporais dos salários com dados individuais para os trabalhadores. Conforme já mencionamos, a estimação desse modelo é feita na literatura com dados de trabalhadores que permanecem empregados na mesma firma no período considerado. Isto é, esse modelo pode ser descrito de forma análoga à equação (2) com a diferença de o subscrito l passar a representar trabalhador em vez de ocupação.

Além da similaridade com a metodologia que propomos, esse modelo também foi escolhido devido à maior facilidade de comparação de resultados entre diferentes estudos. Modelos baseados em variáveis instrumentais teriam a comparação comprometida pela diversidade de instrumentos usados em diferentes estudos.

A tabela 5 traz os resultados das elasticidades dos salários relativas à produtividade do trabalho, mensurada pela variável valor adicionado por trabalhador (VA/N), para quatro estudos disponíveis que usam dados para quatro países distintos: Suécia, Alemanha, Portugal e Itália. Em alguns desses estudos, a variável de *performance* usada não foi o valor adicionado, mas, sim, o lucro por trabalhador. Nesses casos, seguimos a argumentação de Card *et al.* (2018), que deriva uma regra de bolso propondo que a elasticidade baseada no valor adicionado por trabalhador tende a ser o dobro daquela obtida baseada no lucro por trabalhador.

TABELA 5
Elasticidades do salário relativas ao valor adicionado por trabalhador estimadas em primeiras diferenças, sem instrumentos, com dados de trabalhadores

Fonte	País	Elasticidade
Arai e Heyman (2009)	Suécia	0,01
Guertzgen (2009)	Alemanha	0,01
Martins (2009)	Portugal	(0,002)
Card, Devicienti e Maida (2014)	Itália	0,018
Estimativas próprias com RAIS e PIA-Empresa	Brasil	0,014

Elaboração dos autores.

A estimativa para a Suécia se baseou na quarta coluna do painel B da tabela 3 de Arai e Heyman (2009). Usamos o valor médio da variável de lucro por trabalhador reportado na tabela A.2 para obter a elasticidade relativa a lucro por trabalhador, e o multiplicamos por dois para obter a elasticidade relativa a VA/N . A estimativa para a

Alemanha se baseou na sexta coluna da tabela 2 de Guertzgen (2009), e para Portugal, se baseou na coluna A da tabela 4 de Martins (2009). Nesses dois últimos casos, por se tratar de uma elasticidade relativa a lucro por trabalhador, multiplicamos o valor por dois para obter a elasticidade relativa a VA/N . A estimativa para a Itália se baseou na primeira coluna da tabela 3 de Card, Devicienti e Maida (2014). Usamos a razão entre os valores médios das variáveis *quase-rent* e VA/N expostas na tabela 1 (coluna 4) para transformar a elasticidade relativa ao *quase-rent* em elasticidade relativa a VA/N .

Os resultados mostram-se muito semelhantes, com exceção da elasticidade estimada para Portugal, que inclusive não é estatisticamente distinta de zero. A nossa estimativa de elasticidade para o Brasil fica dentro do intervalo definido entre as elasticidades reportadas para os demais países com coeficientes significativos (Alemanha, Suécia e Itália). Esse fato minimiza preocupações com a validade externa dos resultados a serem reportados nas próximas subseções e na seção 5.

4.2 Especificação de base

A tabela 6 traz os resultados para os coeficientes do modelo exposto na equação (2), ou seja, uma regressão relacionando salários a uma variável de *performance* da firma, e apresenta alguns controles em diferenças longas (2013-2007). Cabe lembrar que os dados de salários e das variáveis de controle são agregados em células de ocupação-firma. A variável de *performance* é especificada conforme utilizado em Card *et al.* (2018) e corresponde à razão entre valor adicionado e número de trabalhadores na firma. Essa variável foi considerada de duas formas, a depender da aplicação de algum procedimento para mitigar a influência de valores extremos (*outliers*). Na primeira coluna, reportamos os resultados obtidos quando não há aplicação de nenhum procedimento, enquanto na segunda reportamos os resultados de quando se aplica o procedimento conhecido por *winsorizing* na variável de *performance*. Tal procedimento estabelece valores mínimos e máximos aceitáveis para a variável em questão e traz para estes as observações cujos valores extrapolam esses limites (Salkind, 2010). Usamos como valores críticos os percentis 1 e 99 das variáveis de *performance*.

TABELA 6
Estimativas para a influência da *performance* da firma sobre os salários – especificação básica

	(1) Sem tratamento para <i>outliers</i> da variável <i>VA/N</i>	(2) Adotando o procedimento de <i>winsorizing</i> para <i>VA/N</i>
<i>dlog (VA/N)</i>	0,0196*** (0,00162)	0,0210*** (0,00168)
Porcentagem de mulheres	0,0318*** (0,00231)	0,0318*** (0,00231)
Porcentagem de até 9º ano incompleto	0,0455*** (0,00296)	0,0453*** (0,00296)
Porcentagem de superior completo ou mais	-0,0541*** (0,00340)	-0,0540*** (0,00340)
Porcentagem de até 24 anos	0,140*** (0,00350)	0,140*** (0,00350)
Tempo de emprego	-0,0007*** (2,00e-05)	-0,0007*** (2,00e-05)
Constante	0,191*** (0,00237)	0,190*** (0,00237)
Número de observações	297.988	297.988
<i>R</i> -quadrado	0,032	0,032
<i>F</i>	838,5	839,8
Número de <i>clusters</i>	18.258	18.258

Fonte: RAIS e PIA-Empresa.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os modelos (1) e (2) também utilizaram como controle as *dummies* de ano interagindo com as variáveis de controle aqui apresentadas.

2. *** significativo a 1% de significância.

Os resultados reportados na primeira linha da tabela 6 apontam um coeficiente em torno de 0,02. Este pode ser interpretado como elasticidade, visto que coincide com o coeficiente da especificação *log-log*, anterior à aplicação do operador de primeira diferença (equação 1). Dessa forma, podemos interpretá-lo intuitivamente como um aumento salarial da ordem de 0,2% sendo associado a um aumento de produtividade do trabalho (*VA/N*) de 10%. A baixa magnitude desse coeficiente é compatível com a interpretação de que as firmas filtram uma parte dos choques de forma a suavizar as flutuações nos salários dos trabalhadores (Friedrich *et al.*, 2019).

A elasticidade reportada na coluna 1 sobe 33% quando comparamos à que foi estimada tendo como referência o par trabalhador-firma (exposta na tabela 5). Esse crescimento significativo na magnitude da elasticidade é observado a despeito da estabilidade no número de firmas que entram em ambas as amostras. Enquanto

a elasticidade reportada na tabela 5 fez uso de uma amostra com 18.225 firmas, as reportadas na tabela 6 são provenientes de uma amostra com 18.258. Ainda assim, há uma diferença nos trabalhadores que compõem ambas as amostras. Por exemplo, ao contrário da amostra da tabela 5, na amostra da tabela 6 temos trabalhadores contratados entre 2007 e 2013. Portanto, a diferença de resultados é compatível com um cenário em que as empresas com alto crescimento de produtividade aumentam o salário de contratação.¹⁰

Em relação aos coeficientes estimados para as variáveis de controle, cabe lembrar que estas aparecem em interação com uma tendência temporal na equação (1). Ou seja, os valores reportados devem ser interpretados como tendências específicas para a respectiva característica. Sendo assim, os resultados apontam que as características relacionadas a maiores aumentos no salário foram as concentrações de mulheres, jovens e de trabalhadores com baixa escolaridade. Note que essas características tendem a ser associadas com menores níveis de salário, de forma que as maiores tendências de aumento salarial para esses grupos podem ter sido influenciadas pelo significativo aumento do salário mínimo nesse período.

4.3 Robustez

O objetivo desta subseção é verificar a robustez dos resultados comentados anteriormente em relação à especificação do modelo de regressão. A tabela 7 traz resultados para modelos com duas alterações nas variáveis de controle. Inspirados em exercício com o mesmo propósito em Card *et al.* (2018), acrescentamos, entre as variáveis de controle, *dummies* para cada Unidade da Federação (UF) brasileira e para setores de atividade bem desagregados (três dígitos da CNAE). A primeira coluna da tabela 7 mostra os resultados para esse modelo, tendo o coeficiente referente ao valor adicionado por trabalhador reportado na primeira linha, como na tabela anterior. Na segunda coluna, adicionamos *dummies* para grupos de ocupações definidas a três dígitos.

10. De forma análoga, a amostra da tabela 5 também não contempla os trabalhadores que saem da empresa entre 2007 e 2013. A diferença de resultados também pode ser explicada, em parte, por trabalhadores com salários relativamente altos saindo das empresas com baixo crescimento da produtividade.

TABELA 7
Estimativas para a influência da *performance* da firma sobre os salários – controles para UF, setor e ocupação

	(1) Sem tratamento para <i>outliers</i> da variável VA/N	(2) Adotando o procedimento de <i>winsorizing</i> para VA/N
<i>dlog (VA/N)</i>	0,0162*** (0,00158)	0,0160*** (0,00157)
Porcentagem de mulheres	0,0320*** (0,00229)	0,0720*** (0,00293)
Porcentagem de até 9º ano incompleto	0,0294*** (0,00294)	0,0438*** (0,00319)
Porcentagem de superior completo ou mais	-0,0463*** (0,00336)	-0,163*** (0,00438)
Porcentagem de até 24 anos	0,140*** (0,00345)	0,193*** (0,00360)
Tempo de emprego	-0,000598*** (1,98e-05)	-0,000695*** (2,05e-05)
Constante	0,302*** (0,0362)	0,518*** (0,0918)
Controles		
UF	Sim	Sim
CNAE (três dígitos)	Sim	Sim
CBO (três dígitos)	Não	Sim
Número de observações	297.988	297.988
R-quadrado	0,044	0,065
F	-	-
Número de <i>clusters</i>	18.258	18.258

Fonte: RAIS e PIA-Empresa.

Elaboração dos autores.

Obs.: *** significativo a 1% de significância.

É possível notar um declínio da estimativa da nossa elasticidade de interesse, que passa a registrar o valor de 0,016 em ambas as colunas. Considerando que no modelo com resultados expostos na segunda coluna foram acrescentadas 101 *dummies* de setor, 26 de UF, e em torno de 180 *dummies* de ocupação, parece justo afirmar que a relação entre *performance* e salário é bem robusta. Mais do que isso, a inclusão desse grande conjunto de *dummies* abarcando choques em três dimensões distintas minimiza a possibilidade de termos um viés decorrente de variável omitida afetando a nossa estimativa de interesse.

5 HETEROGENEIDADE

A separação aditiva entre os componentes do salário relativos à firma e aos trabalhadores em modelos do tipo AKM tem sido objeto de discussão em estudos recentes na literatura. Uma consequência dessa restrição é que, havendo repasse de eventuais ganhos da firma aos trabalhadores, isso deve ser feito de forma homogênea. Ou seja, todos os trabalhadores devem ter o mesmo acréscimo proporcional de salário. É possível pensar em alguns cenários em que tal restrição não seria satisfeita. Por exemplo, quando o poder de barganha do trabalhador variasse de acordo com sua posição na hierarquia, ou quando parte dos trabalhadores tivessem seus salários reajustados de forma mandatária para se conformarem com aumentos nos pisos salariais.

Com essa motivação, resolvemos investigar se a sensibilidade dos salários a aumentos de produtividade difere entre grupos de ocupações, classificados de acordo com dois critérios distintos. Mostramos resultados checando se a elasticidade de interesse difere, primeiro, entre trabalhadores empregados em postos de gerência e, depois, entre aqueles empregados em outros postos de posição mais baixa na hierarquia das empresas. Dada a posição estratégica dessas ocupações para a tomada de decisões e solução de problemas das empresas, é possível que esses trabalhadores tenham maior poder de barganha e usem isso para se apropriar de uma parcela maior dos ganhos das empresas.

Para investigar essa hipótese, voltamos ao modelo com a especificação básica de controles e adicionamos uma *dummy* indicando se a ocupação da respectiva célula está relacionada a cargos de gerência (num sentido amplo, incluindo, por exemplo, supervisores e diretores), e também uma interação dessa *dummy* com a variável de *performance* da firma (VA/N). Esses resultados estão reportados na primeira coluna da tabela 8, que omite os coeficientes estimados para os demais controles. As estimativas reportadas nas duas primeiras linhas confirmam que os trabalhadores de ocupações relacionadas a gerenciamento conseguem se apropriar de uma parcela maior dos ganhos de produtividade das firmas. Um aumento de 10% no valor adicionado por trabalhador está relacionado a um aumento de 0,184% nos salários de ocupações não relacionadas à gerência. Já os gerentes ganham um adicional de 0,095 pontos percentuais (p.p.) em cima do aumento apropriado também pelos demais trabalhadores (0,184%), o que lhes garante um aumento de 0,28%. Em termos relativos, esse diferencial é bem expressivo, visto que os ganhos adicionais dos gerentes correspondem a cerca de metade

dos ganhos apropriados pelos demais trabalhadores. Por fim, o coeficiente reportado na terceira linha indica que os salários nas ocupações de gerência apresentaram uma tendência de crescimento maior do que a tendência para as demais ocupações.¹¹

TABELA 8
Estimativas para a influência da *performance* da firma sobre os salários – grupos heterogêneos

	Grupos	
	Gerentes ¹	Salário mínimo ²
<i>dlog (performance)</i>	0,0184*** (0,00157)	0,0185*** (0,00186)
grupo* <i>dlog (performance)</i>	0,00956** (0,00423)	-0,0144*** (0,00235)
grupo	0,114*** (0,00385)	0,188*** (0,00246)
Observações	297.988	297.988
R-quadrado	0,038	0,060
F	755,3	141,4
Número de <i>clusters</i>	18.258	18.258

Fonte: RAIS e PIA-Empresa.
Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Modelo com a especificação básica de controles, com a adição de uma *dummy* (grupo) indicando se a ocupação da respectiva célula está relacionada a cargos de gerência.

² Modelo com a especificação básica de controles, com a adição de uma *dummy* (grupo) para ocupações cujo salário médio em 2007 era menor que o salário mínimo de 2013.

Obs.: ** significativo a 5% de significância; *** significativo a 1% de significância.

Na segunda coluna da tabela 8, mostramos resultados checando efeitos heterogêneos entre trabalhadores com alta probabilidade de serem afetados por reajustes do salário mínimo *versus* outros trabalhadores. Nesse exercício, criamos uma *dummy* para ocupações cujo salário médio em 2007 era menor que o salário mínimo em 2013. Ou seja, nesses casos, o reajuste do mínimo “arrastaria” os salários mesmo sem nenhuma influência de melhora na *performance* da firma. O coeficiente dessa *dummy* capta a tendência de aumento de salário para as ocupações em que é provável que o aumento do mínimo tenha tido um papel preponderante. Também acrescentamos um termo de interação dessa *dummy* com a variável de produtividade (*VA/N*), que capta a capacidade dessas categorias de se apropriar de melhoras na *performance* em relação às demais

11. Os coeficientes das demais variáveis de controle foram omitidos por questão de espaço. Não houve alterações significativas nas estimativas desses coeficientes em relação aos resultados reportados nas tabelas anteriores.

categorias ocupacionais. Dado que o governo brasileiro se compromete a aumentar o valor do salário mínimo todo ano, e as empresas são obrigadas a cumprir esse aumento independentemente de sua *performance*, é possível que os salários desses trabalhadores reajam menos a variações na *performance* da empresa.¹²

Os resultados reportados na segunda coluna da tabela 8 confirmam essa hipótese. Um incremento de 10% no valor adicionado por trabalhador está relacionado a um aumento de 0,185% nos salários de ocupações não afetadas diretamente pelos reajustes do salário mínimo. Já os trabalhadores em ocupações cuja trajetória do salário tem alta probabilidade de ter sido afetada por reajustes do salário mínimo tem um desconto de 0,144 p.p. em cima do aumento apropriado também pelos demais trabalhadores, de forma que o acréscimo de 10% na produtividade rende a eles um aumento de apenas 0,04%. A despeito de se apropriar menos de ganhos de produtividade, esse grupo teve uma tendência de aumentos mais expressivos nos salários, conforme apontado na última linha, corroborando a influência dos significativos aumentos no valor do salário mínimo para o salário dessas ocupações.

Até onde sabemos, não há outro estudo que verifica a heterogeneidade na elasticidade dos salários à *performance* da firma em dimensões relacionadas às ocupações. No entanto, há estudos que checam essa heterogeneidade em dimensões relacionadas à educação do trabalhador. Por um lado, Martins (2009) e Friedrich *et al.* (2019) apontam que trabalhadores mais qualificados se apropriam de uma parcela maior dos ganhos.¹³ Por outro, Card *et al.* (2018) não encontram diferenças entre grupos educacionais.

6 CONCLUSÃO

Este estudo se propôs a identificar a relação entre *performance* das firmas e prêmio salarial, considerando explicitamente a possibilidade de diferentes ocupações se apropriarem de maneira distinta sobre os ganhos de *performance*. Analisamos o setor industrial do Brasil, para o período de 2007 a 2013, e utilizamos um painel concatenado de ocupações e firmas, a partir de dados provenientes da RAIS e da PIA-Empresa. Esse nível de agregação dos dados permitiu que nossa estratégia de estimação envolvesse

12. Argumento similar aparece em Friedrich *et al.* (2019) para justificar uma menor sensibilidade dos salários de trabalhadores com baixa qualificação a choques de produtividade das firmas.

13. Silva-Junior (2011) também chega no mesmo resultado usando dados para o Brasil.

o controle das heterogeneidades não observadas nas dimensões de ocupação e firma, contornando duas das principais limitações recorrentes na literatura do tema, quais sejam o viés de seleção amostral decorrente de estimações em primeira diferença em amostras restritas a trabalhadores que permanecem na mesma firma, e a impossibilidade de captar heterogeneidades na qualidade dos trabalhadores de um estabelecimento, decorrente das estimações realizadas a partir de dados agregados ao nível de firma.

Os resultados apontam para a existência de uma relação positiva e significativa entre a *performance* das firmas e os salários: um aumento de 10% no valor adicionado por trabalhador levaria a um aumento de apenas 0,2% no salário. Esse valor é 33% maior do que aquele estimado com os mesmos dados, porém tendo como referência o par trabalhador-firma. Ainda assim, a magnitude estimada para esse coeficiente ainda pode ser considerada baixa, indicando que as firmas passam uma parcela pequena dos choques que a abatem para os trabalhadores.

Analizamos também a heterogeneidade dessa relação de acordo com alguns grupos ocupacionais. Os resultados evidenciam diferenças entre os salários apropriados por empregados em postos de gerência e os salários apropriados por aqueles em posição mais baixa na hierarquia das empresas. Enquanto um incremento de 10% no valor adicionado por trabalhador está relacionado a um aumento de 0,184% nos salários de ocupações não relacionadas à gerência, esse mesmo aumento de produtividade está associado a um acréscimo de 0,28% para os cargos de gerência, cerca do dobro dos ganhos apropriados pelos demais trabalhadores. Essa disparidade é ainda mais relevante quando consideramos que a tendência de crescimento para os salários dos gerentes é maior do que a tendência para as demais ocupações.

Além disso, analisamos a heterogeneidade com outro tipo de agrupamento ocupacional. Contrastando as categorias mais prováveis de terem seus salários reajustados pelo salário mínimo com as demais, identificamos que um incremento de 10% no valor adicionado por trabalhador está relacionado a um aumento de 0,185% nos salários de ocupações não afetadas diretamente pelos reajustes salariais. Esse mesmo aumento na produtividade está relacionado a um acréscimo de apenas 0,04% para os trabalhadores afetados pelo reajuste do piso salarial. Apesar disso, este último grupo teve uma tendência de aumentos mais expressivos nos salários, corroborando a influência dos significativos aumentos no valor do salário mínimo para o salário dessas ocupações.

Vale dizer que as células ocupação-firma que tiveram maiores aumentos no salário, independentemente da *performance* da firma, foram aquelas com maior concentração de mulheres, de jovens e de trabalhadores com baixa escolaridade. Ao nosso entendimento, esses resultados estão refletindo o impacto do relevante aumento do salário mínimo no período analisado.

A baixa magnitude da elasticidade dos salários relativos à *performance* das firmas é compatível com a interpretação de que as firmas filtram uma parte dos choques, de forma a suavizar as flutuações nos salários dos trabalhadores. Já os nossos resultados referentes à heterogeneidade dessa elasticidade sugerem que esse tipo de seguro provido pelas firmas seria mais importante para trabalhadores com salários mais baixos. Por fim, a heterogeneidade reportada, em um ambiente de melhora da *performance* das firmas, tenderia a aumentar a desigualdade intrafirma, haja vista o maior repasse dos choques para salários de trabalhadores em ocupações relacionadas a gerenciamento e o seu menor repasse em ocupações com salários próximos ao piso salarial.

REFERÊNCIAS

- ABOWD, J. M.; KRAMARZ, F.; MARGOLIS, D. N. High wage workerns and high wage firms. **Econometrica**, v. 67, n. 2, p. 251-333, Mar. 1999.
- ABOWD, J. M.; MCKINNEY, K.; SCHMUTTE, I. Modeling endogenous mobility in earnings determination. **Journal of Business and Economics Statistics**, no prelo.
- AGEMOGLU, D.; AUTOR, D. Skills, tasks, and technology: implications for employment and earnings. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. **Handbook of labor economics**. North Holland: Elsevier, 2011. v. 4B. p. 1043-1171.
- ALVAREZ, J. *et al.* Firms and the decline in earnings inequality in Brazil. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 10, n.1, p. 149-189, 2018.
- ARAI, M.; HEYMAN, F. Microdata evidence on rent-sharing. **Applied Economics**, v. 41, n. 23, p. 2965-2976, 2009. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00036840701721620>>.
- BARTH, E. *et al.* It's where you work: increases in the dispersion of earnings across establishments and individuals in the United States. **Journal of Labor Economics**, v. 34, n. S2, p. S67-S97, 2016.
- BHASKAR, V.; TO, T. Minimum wages for Ronald McDonald monopsonies: a theory of monopsonistic competition. **The Economic Journal**, v. 109, p. 190-203, 1999.

BONHOMME, S.; LAMADON, T.; MANRESA, E. A distributional framework for matched employer employee data. **Econometrica**, no prelo.

CARD, D.; DEVICIENTI, F.; MAIDA, A. Rent-sharing, holdup, and wages: evidence from matched panel data. **Review of Economic Studies**, v. 81, p. 84-111, 2014.

CARD, D. *et al.* Firms and labor market inequality: evidence and some theory. **Journal of Labor Economics**, v. 36, n. S1, p. S13-S70, 2018.

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

CARLSSON, M.; MESSINA, J.; SKANS, O. Wage adjustment and productivity shocks. **The Economic Journal**, v. 126, p. 1739-1773, 2016.

FRIEDRICH, B. *et al.* **Earnings dynamics and firm-level shocks**. Cambridge, Massachusetts: NBER, Apr. 2019. (NBER Working Paper, n. 25786).

GARIN, A.; SILVERIO, F. **How does firm performance affect wages?** Evidence from idiosyncratic export shocks. Cambridge, Massachusetts: Harvard University, Nov. 2017. (Job Market Paper).

GERTLER, M.; HUCKFELDT, C.; TRIGARI, A. **Unemployment fluctuations, match quality, and the wage cyclicality of new hires**. Cambridge, Massachusetts: NBER, June 2016. (NBER Working Paper, n. 22341).

GIBBONS, R.; KATZ, L. Wage unmeasured ability inter-industry differentials? **Review of Economic Studies**, v. 59, n. 3, p. 515-535, 1992.

GRUETTER, M.; LALIVE, R. The importance of firm in wage determination. **Labour Economics**, v. 16, n. 2, p. 149-160, 2009.

GUERTZGEN, N. Rent-Sharing and collective bargaining coverage: evidence from linked employer-employee data. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 111, n. 2, p. 323-349, 2009.

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

KLINE, P. *et al.* Who profits from patents? Rent-sharing at innovative firms. **The Quarterly Journal of Economics**, no prelo.

MANNING, A. Imperfect competition in the labor market. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. **Handbook of labor economics**. North Holland: Elsevier, 2011. v. 4B. p. 973-1041, 2011.

MARTINS, P. S. Rent sharing before and after the wage bill. **Applied Economics**, v. 41, n. 17, p. 2133-2151, 2009.

MARTINS, P. S.; SOLON, G.; THOMAS, J. Measuring what employers do about entry wages over the business cycle: a new approach. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 4, n. 4, p. 36-55, 2012.

PISSARIDES, C. A. The unemployment volatility puzzle: is wage stickiness the answer? **Econometrica**, v. 77, n. 5, p. 1339-1369, 2009.

POSTEL-VINAY, F.; ROBIN, J.-M. Equilibrium wage dispersion with worker and employer heterogeneity. **Econometrica**, v. 70, n. 6, p. 2295-2350, 2002.

SALKIND, N. J. **Encyclopedia of research design**. California: Sage, 2010. v. 1.

SILVA-JUNIOR, G. G. Market structure effects on wages in the Brazilian industrial firms. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 41, n. 3, p. 521-536, 2011.

SONG, J. *et al.* Firming up inequality. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 134, n. 1, p. 1-50, 2019.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ABOWD, J. M.; LEMIEUX, T. The effects of product market competition on collective bargaining agreements: the case of foreign competition in Canada. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 4, p. 983-1012, nov. 1993.

BOOTH, A. Wage determination and imperfect competition. **Labour Economics**, v. 30, p. 53-58, 2014.

REIFMAN, A.; KEYTON, K. Winsorize. *In*: SALKIND, N. J. (Ed.). **Encyclopedia of research design**. California: SAGE Publications, 2010.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação

Reginaldo da Silva Domingos

Supervisão

Carlos Henrique Santos Vianna

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Lis Silva Hall

Mariana Silva de Lima

Marlon Magno Abreu de Carvalho

Vivian Barros Volotão Santos

Laysa Martins Barbosa Lima (estagiária)

Editores

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Mayana Mendes de Mattos

Louise de Freitas Sarmiento (estagiária)

Capa

Danielle de Oliveira Ayres

Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

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

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

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.

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA

 **PÁTRIA AMADA
BRASIL**
GOVERNO FEDERAL

ISSN 1415-4765

