*MARKET-SHARE* E DIFERENCIAIS SALARIAIS INTER OCUPACIONAIS: UMA ANÁLISE EM PAINEL PARA O SETOR INDUSTRIAL BRASILEIRO DE 2007 A 2013[[1]](#footnote-1)

Carolina Assis[[2]](#footnote-2); Ricardo Freguglia[[3]](#footnote-3); Carlos Henrique Corseuil[[4]](#footnote-4)

RESUMO

Este estudo investiga os efeitos da participação de mercado das firmas sobre os salários que pagam por ocupação, 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 do Relatório Anual de Informações Sociais Identificada (RAIS) e da Pesquisa Industrial Anual (PIA-Empresa). A estratégia de estimação envolveu o controle das heterogeneidades não-observadas da firma e dos choques ocupacionais em duas etapas: a primeira etapa consistiu em eliminar os efeitos não observados das firmas; com as variáveis em diferença, a segunda etapa consistiu em estimar um modelo de efeitos-fixos, por meio do qual eliminou-se os choques ocupacionais. Os resultados apontam para a existência de uma relação positiva e significativa entre a participação de mercado das firmas e os salários pagos por ocupação. Os coeficientes encontrados, contudo, são inferiores àqueles reportados para os países desenvolvidos, com *Lester* *range* de 9%.

**Palavras-chave: mercado de trabalho; mercado de produtos; diferencial salarial interocupacional; poder de monopólio; *market-share; rent-sharing.***

ABSTRACT

This work aimed to investigate the effects of firm’s product market market-power on occupational wages on Brazilian manufacturing firms, between 2007 and 2013. This study used detailed occupation and firm-level matched data, based on our merging of two different data sets: the Annual Report of Social Information (RAIS) and the Annual Industrial Survey (PIA-Enterprise). The control of unobserved heterogeneity of the firms and the occupations was performed in two stages: the first stage eliminates unobserved effects of firms; with the variables in difference, in a second stage, one could estimate a model of fixed effects, by which the occupational shock is eliminated. The results show a positive and significant relationship between the firm’s market-share and occupational wages. The coefficients found, however, are lower than those reported for developed countries, and the Lester Range was 9%.

**Keywords: rent-sharing; labor market; products market; wage differential inter occupational; monopoly power; market share, rent-sharing.**

**Área 13 –** Economia do Trabalho

**JEL:** J31, J53; D42

*MARKET-SHARE* E DIFERENCIAIS SALARIAIS INTER OCUPACIONAIS: UMA ANÁLISE EM PAINEL PARA O SETOR INDUSTRIAL BRASILEIRO DE 2007 A 2013

# 1 INTRODUÇÃO

Estar empregado em uma empresa líder de mercado implica em receber maiores salários? O modelo competitivo prevê que não existe relação entre os salários dos trabalhadores e os lucros das firmas na qual trabalham. Neste modelo, as firmas tomam os salários como dados, de maneira que as peculiaridades dos negócios determinam quem contratar, mas não o nível salarial do contratado. Para estes, pagar-se-ia apenas o custo de oportunidade do seu tempo, de modo que o poder de mercado das firmas, no mercado de produtos, não teria influência sobre os salários pagos.

Este artigo aborda o diferencial salarial existente no mercado de trabalho formal, investigando o papel da estrutura do mercado de produtos sobre os salários pagos pelas firmas. A motivação para o desenvolvimento dessa análise específica decorre do grande número de evidências, praticamente um fato estilizado para a economia dos países desenvolvidos, de que o compartilhamento de rendas entre as firmas e seus empregados seria um importante componente da explicação para os diferenciais salariais desses países (CARD; KLINE, 2016).

Nos países em desenvolvimento, devido principalmente à ausência de dados que possibilitem esse tipo de análise, a relação entre o desempenho das firmas e os salários ainda é inconclusiva e pouco explorada. Para o Brasil, existem poucas evidências empíricas sobre essa relação, com ausência de similitudes entre as metodologias empregadas e as variáveis utilizadas para mensurar esse desempenho. Dessa forma, uma motivação adicional surge da possibilidade de contribuir para o desenvolvimento de um tema ainda em aberto no âmbito dos países em desenvolvimento, inclusive no Brasil.

Segundo Martins e Esteves (2006), a expectativa para as nações subdesenvolvidas é de que esses trabalhadores tenham menor poder de barganha sobre as rendas das firmas, visto que os sindicatos são instituições menos fortalecidas nesses países. Especificamente para o Brasil, os autores argumentam que a existência de um amplo mercado informal de trabalho poderia implicar em uma curva de oferta de mão-de-obra mais elástica e, portanto, em menor poder de barganha para os trabalhadores com emprego formal. Seria factível ainda supor um enfraquecimento do poder de barganha desses trabalhadores em virtude das altas taxas de rotatividade na economia brasileira.

Outro incentivo para este estudo está na existência e na disponibilidade de microdados para o Brasil, mais especificamente a Pesquisa Industrial Anual (PIA - Empresa) e o Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS), os quais possibilitaram a criação de um painel de microdados conectando ocupação – firma, para os anos de 2007 a 2013. Este painel engloba todas as empresas do setor industrial da economia cujas firmas empregam 30 ou mais funcionários. O alto nível de detalhamento dessa base de dados permite que os principais problemas metodológicos atrelados à essa literatura sejam minimizados.

Partindo de uma equação de salários do tipo minceriana (MINCER, 1974), expandida pela variável de *market-share* e outros controles, este artigo inova ao agregar os dados individuais por ocupação, firma e ano, possibilitando, assim, estimar um modelo de efeitos fixos em duas dimensões: ocupações e firmas, como estratégia para eliminar o viés de variável omitida.

Diferentemente dos modelos de barganha usualmente adotados nos trabalhos empíricos, para os quais a identificação do modelo é baseada em indivíduos que mudam de firmas, a identificação do modelo proposto é baseada na variância condicional das variáveis em diferentes ocupações-firma. Assim, o fato de empresas diferentes empregarem uma mesma ocupação possibilita o devido controle das heterogeneidades não observadas. Relativamente aos modelos que partem de painéis conectáveis empregador-empregado, que precisam de um mesmo indivíduo empregado em diferentes firmas ao longo dos anos observados, a metodologia proposta minimiza o problema de seleção amostral.

Os resultados encontrados estão em conformidade com as evidências para os países desenvolvidos. Considerando o *market-share* da firma como variável capaz de capturar as rendas obtidas no mercado de produtos, então, no período de 2007 a 2013, as ocupações das empresas que tinham a participação de mercado dois desvios padrão acima da média, relativo às empresas dois desvios-padrão abaixo da média, recebiam 9% a mais, com uma elasticidade de 0,007 entre o *market-share* e os salários. Esse resultado, tal como aqueles encontrados por Decarli (2016) e Martins e Esteves (2006), corrobora que, ainda que significativos e positivamente correlacionados com os salários, a renda obtida no mercado de produtos não teria um peso tão grande quanto o das características dos indivíduos na determinação salarial das ocupações e, consequentemente, dos trabalhadores empregados nas indústrias extrativistas e de transformação do país.

Além desta introdução, o estudo apresenta, na sequência, uma seção que explica teoricamente a relação econômica entre o poder de mercado e os salários, para em seguida apresentar a revisão de literatura empírica sobre o tema. Na seção 3, são apresentadas as bases de dados e suas estatísticas descritivas; ao passo que a parte 4 traz a especificação do modelo de estimação. Por fim, apresentam-se os resultados e conclusões nas seções 5 e 6, respectivamente.

# 2 PODER DE MERCADO E SALÁRIOS

A Teoria Neoclássica prevê que os mercados são competitivos: do lado da oferta, os trabalhadores determinam o quanto ofertar de trabalho à medida que maximizam sua função de utilidade, enquanto, do lado da demanda, as firmas tomam os salários como dados e contratam mão-de-obra até que seus custos igualem-se à sua produtividade marginal, maximizando, assim, seus lucros.

Nesse arcabouço teórico, as variações na demanda de trabalho deveriam afetar a quantidade porém não o nível dos salários, inexistindo a possibilidade de diferenciais salariais para trabalhadores homogêneos em produtividade e em preferências (CORSEUIL *et al.*, 2002). Esse pressuposto, contudo, dificilmente se sustenta nos trabalhos empíricos sobre o tema, cujas evidências indicam a existência de prêmios salariais decorrentes da filiação setorial ou da rentabilidade das firmas, por exemplo (DU CAJU; RYCX; TOJEROW, 2011).

Baseando-se nisso, algumas explicações alternativas à da Teoria Neoclássica vêm sendo propostas, como as teorias de *rent-sharing* e de salário de eficiência. O ponto comum a essas teorias está na possibilidade de entendimento dos diferenciais salariais como um provável transbordamento/repasse das rendas de monopólio para os trabalhadores, apesar de diferirem quanto as razões para o compartilhamento dessas rendas. O modelo teórico mais adequado para fornecer explicações condizentes com os resultados empíricos, contudo, permanece ainda indeterminado (RYCX; TOJEROW, 2007).

De uma maneira geral, os estudos acerca do compartilhamento de rendas das firmas com os empregados são pautados dentro da abordagem da barganha salarial (NICKELL, STEPHEN, 1999). Tendo em vista que firmas com certo poder de mercado são capazes de gerar rendas econômicas, isto é, um lucro acima do retorno normal esperado para a sua atividade, então, se os empregados conseguem reivindicar sobre essas rendas, é possível que eles barganhem sobre elas, tendo ganhos salariais acima dos salários de mercado.

A barganha, pode ser identificada quando da atuação de sindicatos, por exemplo, mas é também identificada na sua forma implícita, ou seja, quando ocorre de maneira indireta, como no caso das teorias de *rent-sharing;* de ameaça de filiação sindical; de custo de agência e do poder dos *insider-outsider*.

De certo modo, em virtude das firmas serem capazes de auferir rendas econômicas apenas em mercados de produtos sob competição imperfeita (MORRISON, 1994), evidências que comprovem a causalidade entre o poder de mercado das firmas e os salários, controlando-se para características individuais de produtividade, efeitos não-observados, diferenciais compensatórios, dentre outros, seriam indícios contrários à teoria competitiva.

Neste artigo, foca-se exclusivamente no impacto que o poder de mercado das firmas tem sobre os salários, buscando evidências empíricas do possível impacto que esta estrutura teria sobre as remunerações.

# 2.2 Estratégias Empíricas e Resultados Disponíveis

Conforme será apresentado na próxima seção, diversos autores encontram resultados positivos e significativos para a relação entre as rendas das firmas e os salários pagos por elas. Contudo, os modelos econométricos que buscam evidências do compartilhamento de rendas incorrem em um potencial número de vieses em sua estimação, fato que vêm dificultando soluções satisfatórias para essa questão (MARTINS, P S, 2009). Além disso, a ausência de padronização na especificação dos modelos, na agregação dos dados e na forma de mensuração das rendas[[5]](#footnote-5) implica em grande dificuldade de comparabilidade entre os resultados (CARD; KLINE, 2016).

No concernente à especificação dos modelos, é possível listar duas dificuldades metodológicas recorrentes: o tratamento para viés de variável omitida, e o tratamento para viés de simultaneidade e de causalidade inversa. O viés de variável omitida seria decorrente da existência de características dos indivíduos, das ocupações, das firmas e dos setores, não observadas no banco de dados, mas que impactariam os salários pagos, como a capacidade de aprendizagem dos trabalhadores, os aspectos das atividades desenvolvidas nas ocupações, a estrutura da folha de pagamentos das firmas e os níveis de tecnologia e de capital necessários para a produção dos setores. O viés de simultaneidade, por sua vez, seria consequência da relação contábil entre lucros e salários; já o viés de causalidade inversa seria decorrente da hipótese de que maiores salários induziriam a maiores lucros, como apresentado na seção anterior.

O viés de variável omitida era, no passado, um erro frequente nos modelos desta literatura, uma vez que a inexistência de dados desagregados inviabilizava o controle para aspectos não observados, sejam eles sobre as firmas ou sobre os indivíduos. Nesse sentido, o crescente aumento da disponibilidade de dados pareados empregador-empregado criou novas oportunidades, tanto no que diz respeito à expurgação desses efeitos não-observáveis como no que diz respeito ao entendimento dos seus impactos na desigualdade salarial. A seguir, serão abordados dois modelos frequentemente empregados nesta literatura, os quais buscam corrigir o viés de variável omitida em suas especificações.

A metodologia empírica usualmente utilizada nesses estudos tem como fundamento teórico um modelo de barganha por meio do qual empregadores e empregados decidem como dividir os lucros da firma (MARTINS., 2007). Para mitigar o viés de variável omitida, esses modelos incluem, em sua especificação empírica, um termo fixo que controla as heterogeneidades não observáveis das firmas e dos indivíduos, conjuntamente. Utilizando a terminologia empregada em Woodcock (2011), esse termo estaria capturando o efeito de *match* entre empregador-empregado, ou seja, um índice de complementariedade entre os atributos de produtividade não-observados das firmas e dos indivíduos.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (2.1) |

Em que é o logaritmo natural da remuneração média real do indivíduo no tempo “t”; é o intercepto da regressão; é um vetor de coeficientes associado às características observadas para os indivíduos “”e firmas “” ao longo do tempo “” (); é o logaritmo do lucro por trabalhador da firma “i”, noperíodo “t”, é o efeito fixo da célula empregado-firma, e é o termo de erro.

Utilizando a metodologia de efeitos fixos, a estimação consistente deste modelo pauta-se em duas hipóteses. A primeira hipótese garante a exogeneidade estrita das variáveis explicativas; formalmente: (WOOLDRIDGE, 2002). Intuitivamente, essa hipótese assegura que características não observáveis do *match* empregador-empregado, não contidos em , não estejam determinando o nível dos salários pagos, ou ainda, assegura a ausência total de correlação entre os regressores (inclusive ) e os erros ().

A segunda hipótese é a chamada condição de posto. Seja uma matriz ampliada , a condição de posto será escrita como . Intuitivamente, não pode haver multicolinearidade no modelo; em particular, nenhum controle em X pode ter a mesma informação que nem que (WOOLDRIDGE, 2002). Para tanto, a forma funcional do modelo deve estar devidamente especificada, sem haver regressores omitidos correlacionados com os incluídos, nem simultaneidade das variáveis observadas.

Outro modelo, também ao nível do indivíduo e recorrente na literatura, foi proposto por Abowd; Kramarz; Margolis (1999). Estes autores consideraram uma equação de salário expandida, com controle para efeitos do indivíduo () e da firma (, porém, de maneira aditiva e não conjunta:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (2.2) |

Da mesma forma como o modelo 2.1, um modelo de efeitos-fixos seria capaz de corrigir o problema de viés de variável omitida, uma vez garantidas a hipótese de exogeneidade e a condição de posto, ambas explicitadas anteriormente. Contudo, é importante salientar que os modelos apresentados consideram um tipo específico de trabalhador, fato que pode gerar amostras selecionadas e, com isso, impactar os resultados estimados. O parágrafo a seguir explica este raciocínio.

No modelo 2.1, o controle da heterogeneidade, relativa à interação indivíduo-empresa, implica que sejam considerados na estimação apenas os trabalhadores cujo vínculo empregatício foi mantido na mesma firma, ao longo do tempo. No modelo 2.2, diferentemente do primeiro, a identificação desse fica restrita à amostra de trabalhadores que mudaram seus vínculos empregatícios ao longo do tempo. A intuição que rege essa identificação é simples: o efeito dos indivíduos é “portátil”, então a sua identificação baseia-se na variância condicional entre o salário de um indivíduo em diferentes firmas (WOODCOCK, 2011). O problema, contudo, é que essa hipótese de identificação é válida apenas se a mudança de firma dos trabalhadores for exógena e aleatória, o que não parece sustentar-se, segundo Gibbons e Katz (1992).

Ademais, para contornar tanto o problema de variável omitida, quanto de causalidade inversa e simultaneidade, diversos trabalhos utilizam a metodologia de variáveis instrumentais (ABOWD; LEMIEUX, 1991; AIGBOKHAN, 2011; ARAI; HEYMAN, 2009; ESTEVAO; TEVLIN, 2003; MARTINS *et al.*, 2006; REENEN, 1996, entre outros). Contudo, conforme argumentado por Card et al., (2016), pouquíssimos são os estudos que apresentam variações explicitamente exógenas na produtividade das firmas. Na maioria dos estudos, os instrumentos utilizados foram as variáveis defasadas da própria medida de lucratividade; em outros poucos, o instrumento foi construído a partir de choques setoriais. A esse respeito, os lucros defasados serão considerados instrumentos fortes apenas se exibirem alta volatilidade e não forem persistentes no tempo (ARAI; HEYMAN, 2009). Os choques setoriais, por sua vez, serão considerados bons instrumentos apenas no caso de a oferta de trabalho ser considerada elástica nos setores, ou seja, são instrumentos fracos quando a oferta de trabalho em determinados setores é considerada inelástica.

Para a economia brasileira, este ainda é um tema em aberto na literatura. Martins e Esteves (2006) analisaram a existência de *rent-sharing* no mercado de trabalho nacional. Os autores buscaram responder se as diferenças salariais e de renda no Brasil poderiam ser explicadas pela distribuição de lucros entre as firmas e seus empregados. A partir de um banco de dados unificado da PIA com a RAIS para o período de 1997 a 2002, os autores estimam diversos modelos: MQO agrupado, MQO em dois estágios e efeitos-fixos. Para o primeiro modelo, o *Lester range* que encontram é de 5,4% quando considerada a variável de renda como o lucro líquido por pessoa e de 49,9%, no caso em que a medida de renda considerada foi o lucro bruto por pessoa. Para o segundo modelo, os autores instrumentalizaram a renda considerando seis componentes das receitas e custos, como investimentos financeiros e participação detidas em outras firmas. Para esses modelos o *Lester* *range* encontrado foi negativo, variando entre -8% e -6%. No modelo de efeitos-fixos, por sua vez, foi controlado para o efeito da combinação empregador-empregado e, assim como no modelo anterior, instrumentalizaram as variáveis de rendas. Também para este modelo os resultados encontrados foram negativos e de coeficiente muito inferior àqueles apresentados pela literatura internacional: -3,8% e -0,4%. Ademais, os autores realizaram diversos testes de robustez, nos quais estimaram os modelos de efeito fixos para diferentes sub-amostras do banco de dados. Mesmo que alguns resultados tenham se mostrado relevantes, os autores ressaltaram não haver evidências que suportassem a teoria de *rent-sharing*..

Silva Jr. (2011) investigou diretamente os efeitos da estrutura dos mercados sobre os salários dos setores manufatureiros do Brasil. Os dados formaram um painel de microdados empregador-empregado, com dados da RAIS, da PIA e da Pintec referentes aos anos que compreendidos entre 1998 a 2005 e o modelo continha variáveis aos níveis do indivíduo, da firma e do setor. O autor controlou para endogeneidade por meio de um experimento quase-natural, a saber, a drástica variação na taxa de câmbio em 2002 e 2003, que provavelmente teria causado alterações no poder de mercado de diferentes firmas. O autor definiu a participação de mercado da firma como a proporção dos seus lucros em relação ao lucro de todas as firmas do setor no qual aquela firma se inseria. Três foram os principais resultados encontrados pelo autor: trabalhadores com alta qualificação recebem altos salários; além disso,o poder de mercado é um fator agravante dos prêmios salariais decorrentes das habilidades dos indivíduos; assim com esse prêmio para trabalhadores de alta qualificação ficou ainda maior em firmas com maior parcela de mercado, após as variações cambiais de 2002.

Também para a economia brasileira, Decarli (2016) investigou a existência do compartilhamento de rendas nas indústrias extrativista e de transformação para o período de 2002 a 2012. A partir de uma amostra de 10% do banco de dados proveniente da união da PIA com a RAIS, a autora estimou dois modelos: um deles em *cross-section*, por meio do qual mediu a correlação de curto prazo entre as variáveis indicativas de rentabilidade das firmas e os salários pagos e o outro deles foi em painel dinâmico, por meio do qual avaliou-se os efeitos de longo prazo.

No modelo em *cross-secton* a unidade de análise adotada foi o indivíduo, enquanto, no modelo em painel dinâmico, foi o setor da indústria desagregado a 4 dígitos. Neste modelo, a fim de corrigir o problema de endogeneidade, foram utilizadas variáveis instrumentais. Segundo evidenciado pela autora, o efeito de *rent-sharing* resultou positivo e significativo para os setores industriais da economia brasileira. Contudo, sua magnitude é muito inferior aos resultados apresentados pela literatura dos países desenvolvidos, bem como as variáveis dos indivíduos seriam mais relevantes para a determinação da remuneração do que as características da firma.

A partir desta revisão de literatura é possível perceber, para o mercado de trabalho do Brasil, a necessidade de entender-se melhor a relação entre poder de mercado e os salários. Posto isto, este artigo busca gerar resultados que agreguem à literatura sobre o tema. Diferente dos modelos apresentados até então, os quais replicam os modelos econométricos estimados nos trabalhos internacional, este artigo propõe uma nova abordagem econométrica, considerando a estrutura ocupacional das firmas, conforme será apresentado na seção 4 deste estudo.

# 3. DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A base de dados utilizada na estimação do modelo econométrico é um painel para os anos de 2007 a 2013, que contém informações ao nível da ocupação-firma-ano (CBO x CNPJ x ano), para as empresas industriais brasileiras que empregam 30 ou mais trabalhadores.

O objetivo desta seção é descrever o processo de montagem do banco de dados bem como as informações nele contidas, com destaque para as nossas principais variáveis: ocupação e salário dos trabalhadores; bem como o setor de atividade e a participação de mercado das firmas. Os tópicos a seguir abordam essas questões.

# 3.1. Bases de dados e construção das variáveis

Os dados referentes ao *market-share* e o setor de atividade das firmas são provenientes da Pesquisa Industrial Anual de Empresa (PIA-Empresa), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), enquanto as observações referentes às ocupações e salários dos trabalhadores foram obtidas por meio da agregação dos dados individuais contidos na Relação Anual de Informações Sociais Identificada (RAIS Identificada), do Ministério do Trabalho e Previdência Social (MTPS). A união desses bancos de dados foi possível via identificador da firma, como será explicado adiante.

A PIA Empresa é uma pesquisa composta por informações econômico-financeiras das firmas industriais, isto é, firmas cuja principal fonte de receita se enquadra nas seções B e C da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), ou seja, Indústrias Extrativas e Indústrias de Transformação, respectivamente. Realizada anualmente, a PIA consta de informações como pessoal ocupado, salários e outras remunerações, receitas, dentre outros.

No âmbito geral da pesquisa, a amostra é estratificada simples a partir de firmas que estão em situação ativa no Cadastro Central de Empresas - CEMPRE, do IBGE, e que em 31 de dezembro do ano de referência empregavam ao menos um trabalhador. Para as firmas que empregam de 1 a 29 funcionários, a amostra é aleatória simples e representa cerca de 10% da população das firmas com essas características. Para firmas com mais de 30 empregados, as empresas são pesquisadas de forma censitária e recebem o nome de estrato certo.

No âmbito de estudo deste artigo, apenas o estrato certo da pesquisa é considerado. O uso desse estrato se justifica por duas razões: Primeiro, porque, apesar de as empresas com menos de 30 trabalhadores seres majoritárias, elas ainda apresentam pequena expressão no cômputo geral da atividade econômica (IBGE, publicação PIA, 2007); segundo, porque para o nível de detalhamento ao qual esse estudo se propôs a realizar (4 dígitos da CNAE), o posicionamento oficial do IBGE é de não permitir a liberação dos dados amostrados.

A variável de *market-share*, variável central dos resultados apresentados, é construída a partir de variáveis da PIA-empresa. O racional do cálculo do *market-share* é simples e consiste no percentual que as vendas de determinada firma representam sobre as vendas totais do estrato certo do setor em que ela atua. Assim, a aritmética da variável será escrita como:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (3.1) |

Sendo que:

= firma e = Classe CNAE na qual a firma está classificada

Tomando como base a literatura sobre o tema, além da Receita de Vendas, outras duas variáveis da PIA foram utilizadas para o cálculo do *market-share*: Receita Bruta e Valor Adicionado. Para cada uma das três variáveis – Receita de Vendas; Receita Bruta e Valor Adicionado – construiu-se uma variável de *market-share*, conforme racional apresentado. Para a variável de Receita de Vendas foi também construído o *market-share* levando-se em consideração as divisões da CNAE, isto é, considerando-se o setor de atividades a dois dígitos.

Em decorrência da variável de *market-share* não apresentar relação contábil com os salários, como as variáveis de lucro, minimiza-se o viés de simultaneidade e de causalidade inversa no modelo. Ainda, assume-se que ela seja capaz de capturar a existência de qualquer renda gerada pelas firmas no mercado de produtos, de forma que os lucros seriam diretamente afetados pelo poder de mercado dessas firmas. Por fim, entende-se que qualquer efeito da participação de mercado sobre os salários aconteça via compartilhamento de rendas das firmas para com suas ocupações.

Ademais, também seguindo a literatura, a variável de “número médio de pessoas empregadas no ano” foi inserida nas equações, em logaritmo, como controle para o tamanho das firmas.

A RAIS constitui um censo do segmento formal do mercado de trabalho do País, com informações a respeito do indivíduo, como sexo, idade, raça, grau de instrução, tempo de permanência no emprego, ocupação e salário recebido; e outras informações complementares sobre os estabelecimentos (firmas).

Nessa pesquisa, assim como na PIA – Empresa, a classificação das atividades econômicas segue a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0). Para a RAIS, contudo, têm-se informações para todas as seções da CNAE, ou seja, não apenas as seções B e C (setor da indústria) contempladas na PIA-Empresa. Assim, a fim de serem considerado apenas estes dois setores, somente as firmas que constam no banco de dados da PIA-Empresa foram mantidas na base de dados da RAIS. 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, o código do Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ).

Para os anos que este artigo se propõe a analisar, a RAIS utiliza como classificador de ocupação a Classificação Brasileira de Ocupações referente ao ano de 2002 (CBO2002). A CBO 2002 apresenta tanto um caráter enumerativo como descritivo. Enquanto este detalha as atividades, os requisitos e as condições de trabalho das ocupações, aqueles codificam os empregos e as situações de trabalho para fins estatísticos.

Para as análises apresentadas neste artigo, 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 seu maior nível de desagregação, que são quatro dígitos.

A justificativa para o uso de dados agregados é feita em termos de melhoria na identificação do modelo estimado. É preciso considerar que a variável de interesse para este estudo é indexada nas firmas, em outras palavras, no caso de se trabalhar com um painel no nível do indivíduo, a variável não apresentaria variabilidade entre indivíduos de uma mesma firma, mas entre as firmas do painel. Essa característica da variável de *market-share* impacta na identificação do modelo por algumas razões.

Ao estimar um modelo de efeitos fixos no nível individual, para que fosse possível capturar alguma variação em termos de salário e *market-share* seria necessário que os indivíduos variassem entre firmas com diferentes participações de mercado. Contudo, incorrer-se-ia no risco de estimar um modelo com uma amostra não representativa da população de interesse, uma vez que estariam sendo considerados apenas trabalhadores com altas taxas de rotatividade.

A identificação do impacto da variável de *market-share* sobre os salários, ademais, baseia-se em sua variabilidade entre as observações de *cross-section*, de maneira que o uso de dados no nível individual acarretaria em um grande número de observações para os quais a variável em questão não apresentaria variabilidade. Diante disso, acredita-se que o uso de células de ocupação-firma, em detrimento de células no nível individual, implica em um ganho de identificação do modelo, pois isso implicaria em uma redução expressiva do número de observações para as quais o valor do *market-share* não apresentaria variabilidade.

As explicações mais detalhadas acerca dessas hipóteses estão na seção 4. Por ora, foca-se na descrição das variáveis da RAIS consideradas na montagem do painel.

Dentre as variáveis categóricas da RAIS estão a *dummy* de sexo, o grau de instrução do indivíduo, sua nacionalidade e a faixa etária que se enquadra. Para o controle quanto ao gênero dos empregados, construiu-se uma variável que mensura a proporção de homens empregados por célula de análise. Nesta mesma base de raciocínio, construiu-se o controle para a nacionalidade dos indivíduos, de forma que o controle de nacionalidade indica, a proporção de trabalhadores classificados como “brasileiros” e “naturalizados brasileiros” no banco.

A variável de grau de instrução foi segmentada em dois grupos: a variável “nível educacional baixo” representa a proporção de trabalhadores cujo grau de instrução está entre “Analfabeto” e “Do 6º ao 9º ano incompleto do EF”, conforme a padronização da RAIS. A variável “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 o percentual 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 dito anteriormente, para a agregação dos dados, as variáveis contínuas foram transformadas em médias por unidade de análise (ocupação-firma-ano). Dentro deste grupo de varáveis 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), estando 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.

A Tabela 1 apresenta listadas todas as variáveis e suas respectivas descrições.

Tabela 1 – Descrição das variáveis

| **Variáveis** | **Descrição** |
| --- | --- |
| MS | O total de receita liquida de vendas de determinada firma, dividido pelo total de receita líquida de vendas de todas as empresas da mesma classe cnae, em determinado ano |
| MS\_div | O total de receita liquida de vendas de determinada firma, dividido pelo total de receita líquida de vendas de todas as empresas da mesma divisão cnae, em determinado ano |
| MS\_b | O total de receita bruta de determinada firma, dividido pelo total de receita bruta de todas as empresas da mesma classe cnae, em determinado ano |
| MS\_va | O total do valor adicionado de determinada firma, dividido pelo total do valor adicionado de todas as empresas da mesma classe cnae, em determinado ano |
| % Homens | Proporção de indivíduos homens dentro da unidade de análise de interesse: ocupação-firma. |
| % Brasileiros | Proporção de brasileiros e trabalhadores que foram naturalizados brasileiros, por ocupação-firma |
| % Nível educacional baixo | Proporção de trabalhadores com, no máximo, ensino médio completo, por ocupação-firma |
| % Nível educacional alto | Proporção de trabalhadores com ensino superior completo, mestrado ou doutorado, por ocupação-firma |
| % < 24 anos | Proporção de trabalhadores com menos de 24 anos, por ocupação-firma |
| Tempo de emprego | Tempo de emprego médio dos indivíduos de uma mesma ocupação-firma |
| (Tempo de emprego) ² | Tempo de emprego médio ao quadrado dos indivíduos de uma mesma ocupação-firma |

Fonte: Elaboração própria

Após a agregação dos dados por célula de análise, as bases foram empilhadas, formando-se o painel a ser utilizado no artigo. O número de observações por ano, bem como o número de firmas, a média de ocupações (a 3 e 4 dígitos) e a média do pessoal ocupado, todos por firma, pode ser visto na Tabela 2.

O número de observações do banco reflete o total de combinações ocupação-firma, ao longo dos anos, começando em 2007 com 638.116 e terminando em 2013 com 808.576. O número de firmas fica em torno de 35.000 por ano, ao longo do período analisado. Essas firmas apresentam, na média, 20 ocupações, quando considerada a CBO a 4 dígitos e 16, quando considerada a CBO a 3 dígitos. Esse elevado número médio de família CBO por firma (20) será um ponto crucial para a identificação do modelo, a ser proposto na próxima seção.

Tabela 2 – Total de observações por ano

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Ano** | | **2007** | **2008** | **2009** | **2010** | **2011** | **2012** | **2013** | **Total painel** |
| Nº Obs | | 638.116 | 687.481 | 702.851 | 731.401 | 784.255 | 809.311 | 808.576 | 5.162.000 |
| Nº Firmas | | 32.096 | 34.192 | 34.995 | 35.643 | 38.529 | 39.345 | 38.309 | 253.109 |
| Nº FAM CBO | Média/ firma | 19,9 | 20,1 | 20,1 | 20,5 | 20,4 | 20,6 | 21,1 | 20,4 |
| Desv.Pad. | 15,5 | 15,6 | 15,5 | 15,5 | 15,5 | 15,6 | 15,7 | 15,6 |
| Nº Pessoal ocupado | Média/ firma | 245,2 | 251,1 | 241,8 | 255,1 | 250,4 | 251,2 | 259,9 | 250,7 |
| Desv.Pad. | 1.067,3 | 1.137,3 | 1.166,6 | 1.184,2 | 1.218,9 | 1.270,5 | 1.395,3 | 1.205,7 |

Fonte: Elaboração própria a partir de RAIS e PIA

A Tabela 3 apresenta o número de firmas que se mantém no painel ao longo dos anos. Como é possível analisar, grande parte das firmas (24%) deixa de existir já no primeiro ano. Apenas 30% das firmas aparecem no painel em todos os anos, caracterizando um painel não-balanceado.

Tabela 3 - Número de firmas que se mantém no painel nos anos

|  |  |
| --- | --- |
| **Número de anos** | **Número de Firmas** |
| Apenas 1 ano | 13.186 |
| 2 anos | 1.676 |
| 3 anos | 7.252 |
| 4 anos | 5.733 |
| 5 anos | 5.239 |
| 6 anos | 4.793 |
| 7 anos | 16.990 |

Fonte: Elaboração própria a partir de RAIS e PIA

A tabela 4, por sua vez, apresenta a média e desvio padrão das variáveis explicativas. Na média, as ocupações são compostas por um maior percentual de empregados do sexo masculino, 73%. Dentre os indivíduos de uma mesma célula, aproximadamente 80% apresenta o mesmo nível educacional entre si. Entretanto, na média, 17,5% dos trabalhadores de determinada ocupação não completou o ensino básico, e apenas 15,2% desses trabalhadores tem nível educacional igual ou além do ensino superior. No que se refere ao *market-share* das empresas, quando considerado a classe CNAE, sua média é de 0,037%, tanto para as variáveis de receita de vendas, quanto de valor adicionado e receita bruta. Quando considerada a divisão CNAE, esse valor fica aproximadamente 10 vezes menor (0,0039%), possivelmente em decorrência da existência de um maior número de empresas consideradas dentro do setor a 2 dígitos.

Tabela 4 – Média e Desvio Padrão das variáveis independentes

| Variável | Média | Desvio padrão |
| --- | --- | --- |
| % Homens | 73% | 0.396 |
| % Mulheres | 27% | 0.396 |
| % Brasileiros | 99,6% | 0.0527 |
| % Nível educacional alto | 15,2% | 0.299 |
| % Nível educacional Baixo | 17,5% | 0.351 |
| MS | 0,0370% | 0,1190% |
| MS div CNAE | 0,0039% | 0,0265% |
| MS receita bruta | 0,0370% | 0,1190% |
| MS Valor Adicionado | 0,0370% | 0,2050% |

Fonte: Elaboração própria a partir de RAIS e PIA

# 4. METODOLOGIA E MODELO ECONOMÉTRICO

O objetivo desta seção é apresentar os modelos econométricos estimados. O ponto de partida são os modelos especificados na revisão de literatura. Conforme apontado na seção 2, as estimações desses modelos podem incorrer em problemas decorrentes da seleção de amostras não-aleatórias. Posto isto, este trabalho contribui com a literatura ao estimar um modelo pelo qual se torna possível controlar dois efeitos fixos em duas dimensões, sem incorrer em nenhum prejuízo amostral.

# 4.1 Especificação do modelo

Partindo de uma equação salarial do tipo minceriana (MINCER, 1974) expandida pela variável de *market-share*, especifica-se o seguinte modelo:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (4.1) |

Em que *t* = 1,2,...7*;*  é o logaritmo natural da remuneração média real da ocupação de uma empresa , no tempo “t”; é o intercepto da regressão; é um vetor de coeficientes associado às características observadas para as ocupações-firmas () ao longo do tempo; é o *market-share* detido pela firma “” no tempo “t”, são as heterogeneidades das firmas e é o termo de erro ortogonal.

Mais uma vez, a estimação consistente dos parâmetros está pautada nas hipóteses de ortogonalidade e de não-multicolinearidade, respectivamente:

1. ; e
2. , onde W é uma matriz ampliada .

É possível citar algumas vantagens obtidas ao estimar o referido modelo agregado por ocupação-firma. A primeira delas seria a maior capacidade de capturar as heterogeneidades de firmas e ocupações. Posto que a identificação do modelo baseia- se na variância condicional das variáveis em diferentes ocupações-firma, o simples fato de uma mesma ocupação existir em diferentes empresas garante essa variabilidade entre as observações. Isso possibilita a captura dos efeitos não-observados e, consequentemente, um melhor controle para viés de variável omitida.

Em modelos no nível do indivíduo-firma, no qual a captura dos efeitos fixos depende que um mesmo trabalhador esteja empregado em firmas distintas (*vide* AKM), essa captura das heterogeneidades pode ser prejudicada em virtude de se estar trabalhando com uma amostra limitada e não-aleatória da população, conforme apresentado anteriormente, em cuja a variabilidade das informações é menor, fato que pode causar problemas de identificação do modelo.

Além desse fator, outra vantagem do uso dos dados agregados por ocupação-firma está no aumento da identificação do modelo, posto que haverá maior variabilidade da variável de *market-share* dentre as unidades de *cross*-*secion* do painel. Isso acontece, porque, por ser indexada nas firmas e no tempo, a variável de *market-share* não apresenta variação para as observações de uma mesma firma em determinado ano.

Assim, como o número de ocupações em uma firma (ainda que a 4 dígitos) é bastante inferior ao número de trabalhadores vinculados a ela, o uso de células agregadas por ocupação-firma garante a maior variabilidade entre as unidades de *cross-section* e, com isso, a maior identificação do modelo. Ademais, o ganho operacional obtido ao se trabalhar com dados agregados é outro ponto a favor do seu uso quando comparado aos dados no nível individual.

# 4.2 Modelos propostos

O primeiro modelo foi estimado por mínimos quadrados ordinários. Neste modelo, considerou-se o logaritmo da remuneração médias das ocupações como variável dependente. Como variáveis explicativas, além do *market-share* (MS), alguns controles foram incluídos, como os controles de gênero *(“% Homens*”), nacionalidade (“*% Brasileiros*”), grau de instrução (“*% Nível educacional baixo*” e “*% Nível educacional alto”*), idade (“*% < 24 anos*”), tempo de emprego (“*Tempo de emprego*” e “(*Tempo de emprego)*²”), tamanho da firma (“*Log(tamanho)*”), unidade federativa (UF) e divisão da CNAE (div\_cnae), todas conforme apresentado na seção 3.

|  |  |
| --- | --- |
|  | (4.2) |

Além deste modelo, outra especificação foi proposta, buscando eliminar os efeitos não observados das ocupações e firmas e, ainda que em menor parcela, os problemas de endogeneidade.

O ponto de partida para a estimação dessa especificação é o modelo 4.1. A primeira etapa dessa estimação teve como objetivo eliminar as heterogeneidades das firmas. Para tanto, tomou-se a média no tempo das variáveis de interesse, na dimensão firma e, em seguida, essa variável média foi subtraída das demais variáveis do modelo.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (4.3) |

Com as variáveis em diferença, a segunda etapa consistiu em estimar um modelo de efeitos fixos, a fim de eliminar os choques ocupacionais não observados (), conforme apresentado na equação 4.4 a seguir.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (4.4) |

Para atingir esse objetivo, o painel para o qual se estima o modelo de efeitos-fixos foi definido com o indicador de “firma” na dimensão de "tempo" e o indicador da agregação “ocupação-ano” na dimensão de *cross-section*. A ilustração que elucida a montagem deste painel está no Anexo C. A equação pode ser escrita como segue:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (4.5) |

Como controles foram considerados as variáveis de gênero *(“% Homens*”), nacionalidade (“*% Brasileiros*”), grau de instrução (“*% Nível educacional baixo*” e “*% Nível educacional alto”*), idade (“*% < 24 anos*”), tempo de emprego (“*Tempo de emprego*” e “(*Tempo de emprego)* ²”), tamanho da firma (“*Log(tamanho)*”), conforme apresentados na seção 3.

Intuitivamente, ao considerar o efeito fixo da ocupação indexado no tempo, consideram-se choques que tenham afetado determinadas ocupações em algum ano específico ou a partir de determinado ano, mas não necessariamente em todos eles, como uma decisão sindical de aumento dos salários ou ainda um choque de demanda. Estes fatores, por estarem correlacionados com a variável dependente do modelo (remuneração média) sem, contudo, serem observados, poderiam vir a enviesar os resultados da estimação.

Já os efeitos não-observados das firmas, calculados como o desvio da remuneração das ocupações em relação à média da remuneração de todas as ocupações de determinada firma, ao longo dos anos analisados, capturam o diferencial salarial pago às ocupações em diferentes firmas (GROSHEN, 1991). Assim como as heterogeneidades das ocupações que, por afetarem a remuneração média mas não serem passíveis de controle, foram eliminadas por efeito fixo para não causarem viés na estimação. Um exemplo dessa heterogeneidade seria a estrutura salarial das firmas.

# 5. RESULTADOS

Como ponto de partida, a Tabela 5 apresenta três modelos estimados por MQO que relacionam o salário médio das ocupações-firma ao *market-share* da firma, e as variáveis de controle. O modelo na coluna I inclui controles para idade, gênero, nacionalidade, educação, tempo de emprego, um termo quadrático do tempo de emprego, o tamanho da firma (em logaritmo), além de *dummies* de ano e UF.

Na coluna II, o modelo estimado é similar ao modelo estimado em I, contudo, para fins de comparação com a literatura, a variável de poder de mercado está especificada em logaritmo. A especificação mais detalhada inclui, além das variáveis apresentadas, as *dummies* para divisão CNAE (2 dígitos). O resultado desta estimação é apresentado na coluna III. Em todos esses modelos, reporta-se os erros padrão em cluster, permitindo um componente comum da variância para as ocupações-firma (em torno de 1.517.000.000 clusters).

Considerando as empresas industriais brasileiras com 30 empregados ou mais, os resultados da estimação apresentados na Tabela 5 confirmam que os salários pagos por ocupação serão maiores quanto maior for a participação de mercado da firma. O efeito do *market-share* nos salários é relativamente menor em magnitude quando o controle de setor é inserido no modelo (coluna III), com redução de 83% no coeficiente estimado. Essa redução era esperada, uma vez que as *dummies* de setor possivelmente absorvem os choques de demanda compartilhados por um mesmo setor. De qualquer maneira, nos três modelos, todas as variáveis são estatisticamente significantes, bem como os sinais dos coeficientes estão de acordo com aqueles encontrados na literatura.

Ao que parece, esses resultados seriam incompatíveis com a hipótese de mercados de trabalho competitivos, pois sugerem que os salários individuais não são determinados puramente pelas características produtivas dos indivíduos, mas também pelo setor no qual a ocupação está inserida. Posto de outra forma, a significância das *dummies* setoriais evidenciam a relevância da filiação setorial para a determinação dos salários ocupacionais. Esse resultado, fato estilizado na literatura de países desenvolvidos (DU CAJU; RYCX; TOJEROW, 2011), corrobora as evidências apontadas por Arbache (2004); Ferreira Neto, Freguglia e Fajardo (2012); Freguglia; Menezes-Filho e Souza (2007); Pinheiro e Ramos (1995) na literatura Brasileira, de que a filiação setorial teria influências sobre o pagamento de salários.

Reporta-se ainda o “*Lester* *range*” (*LESTER*, 1952), que é o impacto no logaritmo da remuneração decorrente de uma variação de 4 desvios-padrão no valor do *market-share*, ou seja, *ceteris paribus,* qual a vantagem salarial, em termos percentuais, de estar empregado em uma firma cujo *market-share* é dois desvios padrão acima da média, quando comparado com uma firma cujo *market-share* está dois desvios padrão abaixo da média (CARD; DEVICIENTI; MAIDA, 2010).

Para os modelos I e II, o *Lester* *range* foi de 81%. Já no modelo III, que apresenta controle para setor, o *Lester* *range* cai para 50%. Intuitivamente, este valor indica que a remuneração média de determinada ocupação seria 50% maior em uma firma cujo poder de mercado é quatro desvios-padrão superior a de outra.

Assim, os modelos estimados por MQO, como os da Tabela 5, estariam sobrestimando o efeito causal do poder de mercado sobre a remuneração média. Para eliminar as heterogeneidades não observadas, tanto das firmas quanto das ocupações, estima-se um modelo de efeitos-fixo, conforme proposto na seção 4.

A Tabela 6 apresenta os resultados para a estimação dos modelos de efeito-fixo. Todos os modelos na tabela incluem os controles de idade, gênero, nacionalidade, educação, tempo de emprego, um termo quadrático do tempo de emprego e o tamanho da firma (em logaritmo). A diferença entre eles está, basicamente, na variável de *market-share* que utilizam.

Tabela 5 – Modelo de MQO para os anos de 2007-2013

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Variável dependente: remuneração média (em log) | Modelos MQO | | |
| I | II | III |
| % Homens | 0,314\*\*\* | 0,298\*\*\* | 0,267\*\*\* |
| (0,00118) | (0,00118) | (0,00121) |
| % Brasileiros | -0,954\*\*\* | -0,944\*\*\* | -0,903\*\*\* |
| (0,01360) | (0,01370) | (0,01330) |
| % Nível educacional baixo | -0,398\*\*\* | -0,383\*\*\* | -0,355\*\*\* |
| (0,00160) | (0,00159) | (0,00160) |
| % Nível educacional alto | 1,078\*\*\* | 1,077\*\*\* | 1,037\*\*\* |
| (0,00187) | (0,00186) | (0,00184) |
| % < 24 anos | -1,738\*\*\* | -1,790\*\*\* | -1,810\*\*\* |
| (0,07930) | (0,08160) | (0,08310) |
| Tempo de emprego | 0,00449\*\*\* | 0,00445\*\*\* | 0,00428\*\*\* |
| (0,00002) | (0,00002) | (0,00002) |
| (Tempo de emprego) ² | -6,30e-06\*\*\* | -6,19e-06\*\*\* | -5,88e-06\*\*\* |
| (0,00000) | (0,00000) | (0,00000) |
| Log(tamanho) | 0,0860\*\*\* | 0,0860\*\*\* | 0,0604\*\*\* |
| (0,00054) | (0,00054) | (0,00055) |
| MS | 32,52\*\*\* |  |  |
| (0,91700) |  |  |
| logMS |  | 0,0630\*\*\* | 0,0391\*\*\* |
|  | (0,00026) | (0,00032) |
| Constante | 2,033\*\*\* | 3,071\*\*\* | 7,847\*\*\* |
| (0,01500) | (0,01520) | (0,04410) |
| Dummy de ano | SIM | SIM | SIM |
| Dummy de UF | SIM | SIM | SIM |
| Dummy de setor | NÃO | NÃO | SIM |
| Observações | 5.149.285 | 5.161.451 | 5.149.285 |
| R² | 0,46700 | 0,46900 | 0,48400 |
| Erro padrão robusto estre parênteses |  |  |  |
| \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1 |  |  |  |

Fonte: Elaboração própria

Para o *market-share* calculado no nível das classes CNAE (4 dígitos), utilizou-se a variável de receita de vendas, receita bruta e valor adicionado, cujos resultados estão apresentados, respectivamente, nas colunas IV, VI e VII. A coluna V apresenta o *market-share* calculado no nível da divisão CNAE (2 dígitos). Já a coluna VIII apresenta o mesmo modelo da coluna IV, contudo com a variável de *Market-share* em logaritmo.

Comparativamente aos modelos de *cross-section*, a estimação por efeito fixo sustenta elasticidades inferiores de compartilhamento de rendas. A elasticidade no modelo de efeitos fixos representa menos de um quinto da elasticidade do modelo estimado por MQO. Essa diferença aparenta estar relacionada a fatores como as características não-observadas das ocupações e firmas, no modelo em *cross-section*, o que causa um viés positivo na estimação por MQO.

Os modelos IV e VI apresentam coeficientes muito próximos. A explicação para isso dá-se com base nas variáveis utilizadas na construção da variável de *market-share* para esses modelos. A variável de Lucro Bruto (MS\_b) considera, além das receitas de vendas, as deduções da firma, ou seja, os impostos pagos (ICMS, ISS, PIS, Cofins e Simples, a depender do regime tributário da empresa), de forma que a variável e Receita de Vendas, ainda que seja o principal componente, é apenas um deles. Como ambas foram construídas para a mesma desagregação do setor – 4 dígitos – essa similitude dos coeficientes indica que o posicionamento das firmas, em termos de participação de mercado, não é alterado de forma significativa em decorrência das deduções dos impostos.

Ademais, os coeficientes positivos e significativos a 1% de significância indicam haver relação entre a maior geração de rendas por determinadas firmas, em comparação a outras do mesmo setor e os salários que elas pagam por ocupação. Mais especificamente, firmas com participação de mercado 10 pontos percentuais superior a outra, pagariam uma remuneração média 17% superior para as suas ocupações.

O modelo apresentado na coluna V demonstra o cálculo do poder de mercado a partir da variável de receita de vendas. Contudo, o setor considerado nesse modelo é o setor desagregado a dois dígitos e não quatro. Como é possível analisar a partir da tabela 6, quando se toma um setor mais amplo, o impacto que o poder de mercado tem sobre os salários é maior. Em virtude de a variável de participação de mercado ser uma medida relativa, quando determinada firma apresenta maior participação em um setor mais ab*range*nte isso significa que a sua receita de vendas se destaca dentre um número muito maior de empresas.

Com base nesse resultado, é possível concluir que a maior receita de vendas relativa das firmas, em um setor mais amplo, é um fator que contribui para o pagamento de salários diferentes para ocupações iguais. Colocando de outra maneira, firmas com maior participação de mercado apresentam remunerações médias das ocupações superior as apresentadas pelas demais. Contudo, se a receita de vendas for relativamente superior, não apenas no setor restrito na qual atuam, mas também no setor amplo (2 dígitos), então o impacto da participação de mercado sobre a remuneração média das ocupações será ainda maior.

Em uma mesma divisão da CNAE, as ocupações de firmas cujo poder de mercado é 10 pontos percentuais superior ao poder de mercado das demais recebem remunerações médias 80% maiores. Conforme apresentado anteriormente, se esse poder de mercado existe apenas em um setor mais restrito, então a diferença de remuneração entre as firmas com poder de mercado diferindo em 10 pontos percentuais seria de 17%.

O modelo VII, calculado a partir da variável de valor adicionado, apresenta o menor dos coeficientes. O valor adicionado, conforme construído na PIA, é calculado como a diferença entre o valor bruto da produção e seu consumo intermediário. Com base nessa definição, considerando o cálculo do valor adicionado para setores restritos, é possível considerar que maiores valores dessa variável estariam atrelados a maior eficiência/produtividade das firmas. Isto porque, partindo da ideia de que em setores mais restritos, a produção, bem como os bens produzidos, é relativamente homogênea, então, as variações no valor adicionado entre as firmas desse setor seriam decorrentes de suas capacidades de aumentar o valor bruto da sua produção ou de reduzir seus custos intermediários.

Associando esta ideia ao valor do coeficiente da estimação e aos valores encontrados para o *market-share* calculado a partir da receita de vendas, é razoável considerar que a eficiência das firmas, dentro de um setor definido restritamente, não seria tão divergente, de modo que a maior fonte de diferenciação das empresas estaria no pós-produção, isto é, nos impactos da marca, da logística e dos fatores que, de uma forma ou de outra, conseguem fazer com que determinado produto tenha mais vendas que seus similares. Assim, o ganho de eficiência não teria tanto impacto para a remuneração dos funcionários, sendo esta mais impactada pelas rendas auferidas no mercado de produtos.

Tabela 6 – Modelo de Efeito-fixo para os anos de 2007 a 2013

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável dependente: remuneração média (em log) | IV | V | | VI | | VII | | VIII |
| % Homens | 0,185\*\*\* | 0,185\*\*\* | | 0,185\*\*\* | | 0,185\*\*\* | | 0,185\*\*\* |
| (0,00073) | (0,00073) | | (0,00073) | | (0,00073) | | (0,00073) |
| % Brasileiros | -0,424\*\*\* | -0,425\*\*\* | | -0,424\*\*\* | | -0,424\*\*\* | | -0,424\*\*\* |
| (0,00416) | (0,00416) | | (0,00416) | | (0,00416) | | (0,00416) |
| % Nível educacional baixo | -0,161\*\*\* | -0,161\*\*\* | | -0,161\*\*\* | | -0,161\*\*\* | | -0,161\*\*\* |
| (0,00091) | (0,00091) | | (0,00091) | | (0,00091) | | (0,00091) |
| % Nível educacional alto | 0,612\*\*\* | 0,612\*\*\* | | 0,612\*\*\* | | 0,612\*\*\* | | 0,612\*\*\* |
| (0,00089) | (0,00089) | | (0,00089) | | (0,00089) | | (0,00089) |
| % < 24 anos | -1,844\*\*\* | -1,844\*\*\* | | -1,844\*\*\* | | -1,844\*\*\* | | -1,844\*\*\* |
| (0,04550) | (0,04550) | | (0,04550) | | (0,04550) | | (0,04550) |
| Tempo de emprego | 0,00330\*\*\* | 0,00330\*\*\* | | 0,00330\*\*\* | | 0,00330\*\*\* | | 0,00330\*\*\* |
| (0,00001) | (0,00001) | | (0,00001) | | (0,00001) | | (0,00001) |
| (Tempo de emprego) ² | -4,86e-06\*\*\* | -4,86e-06\*\*\* | | -4,86e-06\*\*\* | | -4,86e-06\*\*\* | | -4,86e-06\*\*\* |
| (0,00000) | (0,00000) | | (0,00000) | | (0,00000) | | (0,00000) |
| Log(tamanho) | 0,0238\*\*\* | 0,0238\*\*\* | | 0,0238\*\*\* | | 0,0239\*\*\* | | 0,0210\*\*\* |
| (0,00060) | (0,00060) | | (0,00060) | | (0,00060) | | (0,00062) |
| MS | 1,751\*\*\* |  | |  | |  | |  |
| (0,42500) |  | |  | |  | |  |
| MS\_div |  | 8,028\*\*\* | |  | |  | |  |
|  | (2,12000) | |  | |  | |  |
| MS\_b |  |  | | 1,795\*\*\* | |  | |  |
|  |  | | (0,42500) | |  | |  |
| MS\_va |  |  | |  | | 0,218\* | |  |
|  |  | |  | | (0,13000) | |  |
| logMS |  |  | |  | |  | | 0,00747\*\*\* |
|  |  | |  | |  | | (0,00043) |
| Observations | 5.149.285 | 5.149.285 | | 5.149.285 | | 5.149.285 | | 5.149.285 |
| R² | 0,129 | 0,129 | | 0,129 | | 0,129 | | 0,129 |
| Nº ocup\_ano | 4.135 | 4.135 | | 4.135 | | 4.135 | | 4.135 |
| Erro padrão robusto estre parênteses | | | | | | | | |
| \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1 | | |  | |  | |  | |

Fonte: Elaboração própria

Por fim, a especificação VIII apresenta os resultados para a variável de *market-share* em logaritmo. Por meio da análise dessa estimação, é possível afirmar que a elasticidade da remuneração média das ocupações em relação à participação de mercado das firmas é de 0,007. Como apresentado nos demais trabalhos para o Brasil, a evidência a favor do compartilhamento de rendas para a indústria brasileira, apesar de significativa, apresenta representatividade muito baixa, com o *Lester* *Range* de 9%.

Martins e Esteves (2006), ao estimarem o modelo de *rent-sharing* para as empresas com 30 ou mais empregados, considerando apenas o período de crescimento econômico (1999 a 2001), apresentaram *Lester* *Range* de 4%. Ao estimarem o mesmo modelo, contudo, considerando apenas algumas firmas do setor automobilístico de São Paulo, o *Lester* *range* passou para 9%. O trabalho apresentado por Decarli (2016) apresentou elasticidades para valor adicionado, lucro líquido e lucro bruto por pessoal médio ocupado de 0,001377, 0,00403 e 0,00379, respectivamente. Em termos de *Lester* *Range*, os valores reportados variaram entre 0.59% e 4.27% nos modelos estimados com a variável de lucro bruto por pessoal médio ocupado e, entre 1.57% e 0.84%, para as regressões que consideram a variável lucro líquido por pessoal médio ocupado.

Assim, é possível considerar que resultados encontrados estão em consonância com os resultados apresentados na a literatura nacional, corroborando a fraca influência do poder de mercado das firmas sobre os diferenciais salariais por ocupação. Comparado, entretanto, às estimativas encontradas na literatura internacional, esse valor é bastante inferior. Com exceção de Card, Devicienti e Maida (2010), para quem as elasticidades estimadas foram de 0,004 em setores menos concentrados e 0,071 para as indústrias mais concentradas, os demais trabalhos internacionais, dos quais se tem conhecimento, estimam a elasticidade da rentabilidade da firma entre 0,05 e 0,15 (CARD; KLINE, 2016). Ainda que maiores em magnitude, esses resultados, assim como aquele apresentado por este artigo, apresentam coeficientes muito baixos, incapazes de explicar o paralelismo nas tendências de dispersão do poder de mercado e dos salários.

# 6. CONCLUSÃO

Atualmente, a existência de disparidades salariais persistentes entre indivíduos semelhantes em produtividade e em condições de trabalho, mas empregados em setores distintos, é um fato estilizado para as economias dos países desenvolvidos (CARD; KLINE, 2016; DU CAJU; RYCX; TOJEROW, 2011). No arcabouço teórico não-competitivo, a explicação mais natural para a existência desses diferenciais salariais intersetoriais é pautada na habilidade das firmas e dos setores em gerar rendas.

Para os anos de 2007 a 2013, este artigo buscou avaliar o impacto da capacidade das firmas em gerar renda sobre os salários que pagam. Visto que a geração de renda das firmas se dá no mercado de produtos, a variável aqui empregada foi a sua participação nesse mercado (*market-share*), definida sobre os setores no seu âmbito mais restrito; ou seja, a quatro dígitos da CNAE.

Utilizando dados em painel conectáveis ocupação-firma, partiu-se de uma equação de salários minceriana, estendida para a variável de *market-share*, a fim de estimar um modelo de efeitos-fixos. A especificação do modelo possibilitou o controle para dois efeitos não-observados: os efeitos dos choques ocupacionais e as heterogeneidades das firmas, sem gerar prejuízos amostrais para a estimação. Isso foi possível devido à identificação dos modelos estimados se bastarem na ocorrência de ocupações iguais em firmas diferentes.

Os resultados encontrados foram positivos e significativos. As firmas com maior poder de mercado, no mercado de produtos, pagam maiores salários para as ocupações que empregam, mesmo após controlar para as características dos indivíduos, das ocupações, das firmas e seus respectivos efeitos não observados. Neste sentido, este estudo corrobora um dos fatos mais notáveis sobre o padrão de salários inter setoriais: a sua estabilidade por entre as ocupações (KATZ; SUMMERS, 1989; MIZALA; ROMAGUERA, 1998).

Não obstante, ainda que seja possível afirmar a existência de compartilhamento de rendas para o Brasil (diferentemente do que apontou Martins e Esteves (2006)) sua magnitude é pequena e seria insuficiente para justificar os diferenciais salariais experimentadas pelo país no período de análise. Esse resultado está alinhado com aqueles apontados por Decarli (2016) e Silva Jr. (2011).

Ademais, o *Lester* *range* de 9% difere muito daqueles encontrados para a literatura internacional dos países desenvolvidos Martins (2004) para Portugal (56%), Arai (2003) para a Suécia (entre 12% e 24%); Hildreth e Oswald (1997) para o Reino Unido (16%); Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996) para os Estados Unidos da América (24%); e em desenvolvimento Navon e Tojerow (2013) para Israel (47%).

A partir dos resultados encontrados, propõe-se algumas melhorias para futuras investigações. Seria interessante, por exemplo, implementar um modelo no qual o efeito não-observado das ocupações estivesse também inserido na primeira transformação de efeitos-fixos, com a criação de *dummies* de ocupação-ano, por exemplo. Ademais, seria também interessante trabalhar tanto com o estrato certo quanto com o estrato amostrado da PIA-Empresa, e, ainda, calcular o poder de mercado por região, posto que o CADE – Conselho Administrativo de Defesa Econômica – avalia a participação de mercado das firmas com base nas suas respectivas regiões de atuação.

# REFERÊCIAS

ABOWD, John M.; KRAMARZ, Francis; MARGOLIS, David N. High Wage Workers and High Wage Firms. *Econometrica*, v. 67, n. 2, p. 251–333, 1999.

ABOWD, John M.; LEMIEUX, Thomas. *The Effects of Product Market Competition on Collective Bargaining Agreements: The case of Foreign Competition in Canada*. . [S.l: s.n.], 1991.

AIGBOKHAN, Ben E. *Efficiency Wage , Rent- sharing Theories and Wage Determination in the Manufacturing Sector in Nigeria By*. [S.l: s.n.], 2011.

ARAI, Mahmood; HEYMAN, Fredrik. 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>.

ARBACHE, Jorge Saba; DE NEGRI, J. A. Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil. v. 58, n. 2, p. 159–184, 2004.

BLANCHFLOWER, D; MACHIN, S. Product Market Competition, Wages and Productivity: International Evidence From Establishment-Level Data. n. March, 1996. Disponível em: <http://discovery.ucl.ac.uk/16988/>.

CARD, David; DEVICIENTI, Francesco; MAIDA, Agata. *RENT-SHARING, HOLDUP, AND WAGES: EVIDENCE FROM MATCHED PANEL DATA*. *NBER WORKING PAPER SERIES*. [S.l: s.n.], 2010.

CARD, David; KLINE, Patrick. Firms and Labor Market Inequality : Evidence and Some Theory. *IZA Discussion Paper*, n. 9850, 2016.

CORSEUIL, Carlos Henrique *et al.* *Estrutura Salarial*. [S.l: s.n.], 2002.

DECARLI, Aline S. *RENT-SHARING NO SETOR INDUSTRIAL BRASILEIRO : UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O PERÍODO DE 2002 - 2012*. 2016. 50 f. 2016.

DICKENS, William T. INTER-INDUSTRY WAGE DIFFERENCES AND THEORIES OF WAGE DETERMINATION William T. Dickens. 1987.

DU CAJU, Philip; RYCX, François; TOJEROW, Ilan. Inter-industry wage differentials: How much does rent sharing matter? *Manchester School*, v. 79, n. 4, p. 691–717, 2011.

ESTEVAO, Marcello; TEVLIN, Stacey. Do firms share their success with workers? The response of wages to product market conditions. *Economica*, v. 70, n. 280, p. 597–617, 2003.

FERREIRA NETO, AMIR BORGES; FREGUGLIA, RICARDO DA SILVA; FAJARDO, Bernardo. Diferenciais Salariais Para O Setor Cultural E Ocupações Artísticas No Brasil. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 1, p. 49–76, 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/ecoa/v16n1/a03v16n1.pdf>.

FREGUGLIA, Ricardo Da Silva; MENEZES-FILHO, Naercio a.; SOUZA, Denis Barreto De. Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 37, n. 1, p. 129–150, 2007.

GIBBONS, Robert; KATZ, Lawrence. Does Wage Unmeasured Ability Inter-Industry Differentials ? *Review of Economic Studies*, v. 59, n. 3, p. 515–535, 1992.

GROSHEN, Erica L. Five Reasons Why Wages Vary Among Employers. *Industrial Relations*, v. 30, n. 3, p. 350–381, 1991. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-232X.1991.tb00793.x>.

KATZ, Lawrence F; SUMMERS, Lawrence H. Can interindustry wage differentials justify strategic trade policy? *Trade policies for international competitiveness*. [S.l.]: University of Chicago Press, 1989. p. 85–124.

KRUEGER, Alan B; SUMMERS, Lawrence H. *Reflections on the Inter-Industry Wage Structure*. , NBER Working Paper Series., no 1968. Cambridge, Massachusetts: [s.n.], 1986.

KRUEGER, Alan B; SUMMERS, Lawrence H. Wages and the Inter-Industry Wage Structure. v. 56, n. 2, p. 259–293, 1988. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1911072 Accessed:>.

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

MARTINS, Pedro S. Rent sharing and wages. *Reflets et perspectives de la vie économique*, v. XLVI, n. 2, p. 23, 2007.

MARTINS, Pedro S.; ESTEVES, Luiz A. Is There Rent Sharing In Developing Countries? Matched-Panel Evidence from Brazil. *World*, v. 44, n. 0, p. 1–20, 2006.

MINCER, Jacob. *Schooling, Experience, and Earnings*. [S.l.]: NBER, 1974. v. 1.

MIZALA, A; ROMAGUERA, P. Wage Differentials and Occupational Wage Premia: Firm‐Level Evidence for Brazil and Chile. *Review of Income and Wealth*, n. 2, 1998. Disponível em: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1475-4991.1998.tb00271.x/abstract>.

NICKELL, Stephen. Product markets and labour markets. *Labour Economics*, v. 6, n. 1, p. 1–20, 1999.

NICKELL, Stephen J.; VAINIOMAKI, J; WADHWANI, S. Wages and Product Market Power. *Power*, v. 61, n. 244, p. 457–473, 1994.

PINHEIRO, Armando Castelar; RAMOS, Lauro. Diferenciais Intersetoriais de Salários no Brasil. p. 24, 1995.

REENEN, John Van. The Creation and Capture of Rents : Wages and Innovation in a Panel of U . K . Companies. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 111, n. 1, p. 195–226, 1996. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2946662>.

RYCX, François; TOJEROW, Ilan. Inter-Industry Wage Differentials : What Do We Know ? \*. p. 13–22, 2007.

SLICHTER, Sumner H. Notes on the Structure of Wages. *Quarterly Journal of the Geological Society*, v. 32, n. No 1, p. 80–91, 1950. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1928282 .>.

WOODCOCK, Simon D. Match Effects. n. August, 2011.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. [S.l.]: MIT Press, 2002. v. 58.

1. Os autores agradecem aos dados fornecidos pelo Ministério do Trabalho e pelo IBGE e o apoio financeiro da Fapemig, CNPq e CAPES. [↑](#footnote-ref-1)
2. Mestre em economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: carolinamsarmento@gmail.com [↑](#footnote-ref-2)
3. Professor do Departamento de Economia e do PPG em Economia da UFJF. Bolsista de produtividade do CNPq. E-mail: ricardo.freguglia@ufjf.edu.br. [↑](#footnote-ref-3)
4. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Politicas Sociais Disoc – do IPEA. E-mail: carlos.corseuil@ipea.gov.br [↑](#footnote-ref-4)
5. Revisões sobre estudos podem ser encontrados em Card e Kline (2016), Dickens e Katz (1987) e Nickell (1999) [↑](#footnote-ref-5)