

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA  
FACULDADE DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

CAROLINA M. SARMENTO DE ASSIS

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

JUIZ DE FORA – MINAS GERAIS

2016

CAROLINA M. SARMENTO DE ASSIS

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

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Juiz de Fora, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de Magister Scientiae.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Freguglia

Co-orientador: Prof. Dr. Carlos Henrique Corseuil

Carolina M. Sarmiento de Assis

JUIZ DE FORA – MINAS GERAIS

2016

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Assis, Carolina Moras Sarmiento de.

Market-share e diferenciais salariais inter ocupacionais: uma análise em painel para o setor industrial brasileiro de 2007 a 2013 / Carolina Moras Sarmiento de Assis. -- 2016.

68 f.

Orientador: Ricardo da Silva Freguglia

Coorientador: Carlos Henrique Corseuil

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia, 2016.

1. Mercado de trabalho. 2. Mercado de produtos. 3. Diferencial salarial interocupacional. 4. Poder de monopólio. 5. Brasil. I. Freguglia, Ricardo da Silva, orient. II. Corseuil, Carlos Henrique, coorient. III. Título.

CAROLINA M. SARMENTO DE ASSIS

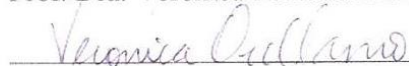
*MARKET-SHARE* E DIFERENCIAIS SALARIAIS INTER OCUPACIONAIS: UMA  
ANÁLISE EM PAINEL PARA O SETOR INDUSTRIAL BRASILEIRO DE 2007 A  
2013

Dissertação apresentada à Universidade Federal de  
Juiz de Fora, como parte das exigências do  
Programa de Pós-Graduação em Economia  
Aplicada, para obtenção do título de Magister  
Scientiae.

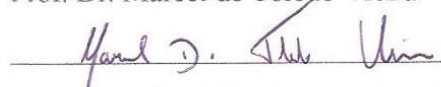
APROVADA:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dra. Veronica Fernandez Orellano – Fundação Getúlio Vargas

\_\_\_\_\_

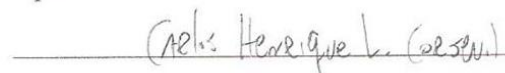
Prof. Dr. Marcel de Toledo Vieira – Universidade Federal de Juiz de Fora

\_\_\_\_\_

Orientador: Prof. Dr. Ricardo da Silva Freguglia - Universidade Federal de Juiz de Fora

\_\_\_\_\_

Co-orientador: Prof. Dr. Carlos Henrique Corseuil - Instituto de Pesquisa Econômica  
Aplicada

\_\_\_\_\_

JUIZ DE FORA – MINAS GERAIS

2016

Aos meus Pais e Irmãos, amigos e namorado:

Dedicando a vocês, tenho em vista compensá-los um pouco pelos momentos em que me ausentei, absorvida por este trabalho.

Obrigada pelo apoio incondicional.

Carolina Moraes Sarmiento de Assis

*“Não tenho nenhum talento especial, só tenho  
paixão em minha curiosidade”*

*Albert Einstein*

## OBSERVAÇÃO SOBRE A BASE DE DADOS

Parte dos dados utilizados no presente trabalho são da Pesquisa Industrial Anual, referente aos anos de 2007 a 2013, realizada pelo IBGE e foram obtidos mediante ingresso autorizado à sala de acesso a dados restritos da instituição. Os resultados, análises e interpretações apresentados são de responsabilidade única do(s) autor(es), não representando a visão oficial do IBGE, nem se constituindo em estatística oficial.

## RESUMO

Esta dissertação teve por objetivo investigar 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 microdados conectáveis ocupação-firma, construída a partir de dados do Relatório Anual de Informações Sociais Identificada (RAIS) e da Pesquisa Industrial Anual (PIA-Empresa). O controle das heterogeneidades não-observadas da firma e dos choques ocupacionais foi realizado 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 haver relação positiva e significativa entre a participação de mercado das firmas e os salários que pagam por ocupação. Os coeficientes encontrados, contudo, são inferiores àqueles reportados para os países desenvolvidos, indicando este fator como menos relevante para os diferenciais salariais no país. Ademais, o *Lester range* foi de 9% após o controle para os efeitos não observados, valor aquém daqueles reportados na literatura internacional. A agregação dos dados por ocupação-firma, considerando a maior desagregação disponível para a ocupação, bem como a especificação de um modelo de efeitos-fixos capaz de controlar dois tipos de heterogeneidade não observada, contribuiu para a literatura ao apresentar uma nova possibilidade de estimação dos modelos que tratam esse tema, posto que estimam um modelo sem incorrer em prejuízos amostrais. Ademais, a existência de uma escassa literatura acerca desse tema para o Brasil, como também para os países em desenvolvimento, reforça a relevância deste estudo.

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



## 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 shows 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. Moreover, after controlling for both fixed effects, Lester Range was 9%, value below those reported in the literature. The aggregation of data by cell of occupation-firm, considering the further breakdown available for occupation, as well as the specification of a fixed effects model able to control two types of unobserved heterogeneity, contributed to the literature by presenting a new possibility for the estimation of models that address this issue, since they estimate a model without incurring sample losses. Moreover, the existence of a limited literature on this subject for Brazil, and also for developing countries, reinforces the relevance of this study.

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

## Lista de gráficos

Gráfico 1 - Relação entre logaritmo da renda e o <i>market-share</i> das firmas, por grande grupo CBO....	42
Gráfico 2 – Representatividade da remuneração média do decil do <i>market-share</i> , sobre a remuneração média total.....	43
Gráfico 3 – Representatividade da receita de vendas por decil do <i>market-share</i> sobre a Receita de vendas total.....	44
Gráfico 4- Variabilidade da remuneração média por ocupação.....	47

## Lista de tabelas

Tabela 1 – Descrição das variáveis .....	39
Tabela 2 – Total de observações por ano.....	40
Tabela 3 - Número de firmas que se mantém no painel nos anos .....	41
Tabela 4 – Média e Desvio Padrão das variáveis independentes.....	41
Tabela 5 – Modelo de MQO para os anos de 2007-2013.....	53
Tabela 6 – Modelo de Efeito-fixo para os anos de 2007 a 2013.....	55
Tabela 7 – Grandes grupos da CBO.....	64
Tabela 8 – Divisões da CNAE .....	65
Tabela 9 – Resumo da estrutura dos resultados da ANOVA .....	67
Tabela 10 – Exemplo da definição de painel para a estimação .....	68
Tabela 11 – Matriz correlação variáveis em nível.....	69
Tabela 12 – Matriz correlação variáveis após eliminação das heterogeneidades não observadas das firmas .....	70

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO .....	13
2 PODER DE MERCADO E SALÁRIOS .....	16
2.1 Relação Econômica entre Poder de Mercado e Salários .....	17
2.2 Estratégias Empíricas .....	22
2.3 Resultados empíricos .....	25
3. DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS .....	33
3.1. Bases de dados e construção das variáveis .....	33
3.1.1. PIA – Empresa .....	33
3.1.2. RAIS .....	35
3.2 Estatísticas Descritivas .....	40
4. METODOLOGIA E MODELO ECONOMETRICO .....	45
4.1 Especificação do modelo e o teste ANOVA .....	45
4.2 Modelos propostos .....	48
5. RESULTADOS .....	51
6. CONCLUSÃO .....	59
REFERÊNCIAS .....	61
ANEXO A – ESTRUTURA CBO e CNAE .....	64
ANEXO B – ANOVA .....	66
ANEXO C – DEFINIÇÃO DE PAINEL PARA ESTIMAÇÃO .....	68
ANEXO D– MATRIZ CORRELAÇÃO .....	69

## 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.

Esta dissertação aborda a desigualdade 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; DU CAJU; RYCX; TOJEROW, 2011).

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 um fato dúbio e pouco explorado. Para o Brasil, existem poucas evidências empíricas sobre essa relação, com ausência de similitudes entre as metodologias empregadas, as variáveis utilizadas para mensurar esse desempenho e os resultados encontrados. Dessa forma, outra motivação surge da possibilidade de desenvolver 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. Ademais, existem evidências de que o compartilhamento de rendas, entre firmas e empregados, estaria ainda associado a outros tipos de desigualdade,

como racial e de gênero (SONG *et al.*, 2015), ambos relevantes para explicar a desigualdade salarial no país.

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*, esta dissertação 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, de modo a 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 simples 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 não incorre em seleção amostral não aleatória e, ainda, permite um maior controle das heterogeneidades não observadas.

Ademais, ao garantir a maior variabilidade da variável de *market-share* nas unidades de *cross-section*, garante-se uma maior identificação do modelo também em relação àqueles estimados no painel empregador-empregado. Posto que a variável de *market-share* é calculada para as firmas, a maior identificação do modelo acontece em decorrência de em uma mesma empresa haver menor número de ocupações do que de trabalhadores, garantindo a menor repetição daquela variável e, conseqüentemente, uma maior variabilidade por entre as observações.

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 2 desvios padrão acima da média, relativo às empresas dois desvios-padrão abaixo da média, recebiam 9% a mais, com uma elasticidade entre o *market-share* e os salários de 0,007. 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, conseqüentemente, 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/repasso 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). Grande parcela desta dificuldade deve-se, primeiro, à relativa ausência de dados capazes de capturar todos os possíveis determinantes dos salários e, segundo, quando verificada disponibilidade desses dados, às dificuldades metodológicas atreladas à estimação de modelos não-viesados, conforme será apresentado na seção 2.2 (CARD; KLINE, 2016; DICKENS, WILLIAM T, 1987; NICKELL, STEPHEN, 1999).

Posto isso, a seção a seguir aborda, teoricamente, os meios pelos quais o desempenho das firmas pode estar atrelado aos salários que pagam. Em seguida, apresentam-se alguns dos modelos empíricos usualmente utilizados para estimar essa relação. Por fim, faz-se uma revisão dos resultados encontrados para diversos países, deixando a literatura nacional como último tópico a ser apresentado.



## 2.1 Relação Econômica entre Poder de Mercado e Salários

O canal de transmissão pelo qual a estrutura do mercado de produtos impacta o mercado de trabalho, mais especificamente os salários, é complexo e ainda de difícil entendimento, não havendo na literatura um consenso para tanto. O objetivo desta seção é apresentar alguns desses principais mecanismos de transmissão, sem o intuito de esgotar o tema.

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.

Os modelos de barganha se distinguem entre si na forma de identificação dos agentes de barganha e na execução dos mecanismos dessa barganha, podendo acontecer de maneira explícita ou implícita, sob mediação de um agente intermediário ou não.

Na barganha, o salário mínimo que os trabalhadores vão receber é o salário de equilíbrio do mercado (salário competitivo) e o máximo é o produto marginal do seu trabalho, ou seja, como se os empregados absorvessem toda renda gerada no mercado de produtos, sem alterar a taxa de retorno do capital, mantendo-a no nível de mercado. Nesses modelos, os salários refletem tanto o tamanho das rendas auferidas pelas empresas quanto o poder de barganha dos trabalhadores (GROSHEN, 1991).

Conforme mencionado, os processos de barganha podem acontecer de maneira explícita ou implícita. As barganhas explícitas caracterizam-se por serem negociações diretas entre empregados e empregadores, sejam elas via alguma instituição (sindicatos, por exemplo) ou via organização independente desses trabalhadores. Já a barganha implícita se caracteriza por ser uma negociação indireta, ou seja, acontece à medida que empregados e empregadores buscam ajustar seus incentivos em torno de maiores benefícios ou ganhos salariais e suas contrapartidas. É o caso, por exemplo, dos modelos de ameaça sindical, em que, com salário acima do competitivo, os empregadores buscam gerar incentivos para que os trabalhadores não se filiem aos sindicatos, na tentativa de evitar greves, por exemplo. A seguir serão

abordados os principais mecanismos de barganha, a começar pelos explícitos, seguindo para os implícitos.

Um dos processos de barganha explícita mais amplamente conhecidos é aquele vinculado à atuação dos sindicatos. O sindicato, por definição, é uma organização responsável por representar e defender os interesses dos trabalhadores e seus direitos profissionais. Assim, caracterizam-se por fortalecer o poder de barganha dos trabalhadores ao atuarem como instituição responsável por sua mobilização em torno de objetivos de uma mesma classe trabalhista. No que tange à negociação de salários, o sucesso dos sindicatos depende em grande parte do seu poder de restringir a oferta de trabalho ao empregador e da habilidade dos empregadores em fornecer salários acima do competitivo.

Sobre a habilidade dos empregadores em fornecer salários acima do competitivo, um fator determinante é a elasticidade-preço da demanda por produtos ou serviços da firma. Quanto menor for essa elasticidade-preço, como pode ser o caso em que há um monopólio ou oligopólio de produção, maior será a capacidade que os empregadores terão para cobrir os custos adicionais com a mão-de-obra, por exemplo, ou repassá-los para os consumidores, sem receio de que seja eliminado por outros produtores (BRYSON, 2007). Sobre restrição da oferta de mão-de-obra, quanto maior for o número de empregados associados aos sindicatos, maior será sua capacidade de restrição e, portanto, maior a pressão exercida em situações de barganha.

A barganha via organização independente dos trabalhadores atua no mesmo sentido dos sindicatos, com a diferença de que, sem a presença desses, inexistente uma organização centralizadora das tomadas de decisão. Nesse tipo de negociação, o reconhecimento do “agente de barganha” (GROSHEN, 1991, p. 373) torna-se mais difícil. É também difícil reconhecer esses agentes em situações nas quais a barganha não é explícita, ou seja, no caso dos modelos de barganha implícita. A seguir serão apresentadas, brevemente, quatro teorias que discorrem sobre alguns desses modelos: as teorias de *rent-sharing*; de ameaça de filiação sindical; de custo de agência e do poder dos *insider-outsider*.

Por *rent-sharing* entende-se uma situação na qual as rendas, ou seja, o lucro após o pagamento de todos os fatores de produção e suas taxas de mercado são compartilhadas – ao menos em parte – pela firma e seus empregados (MARTINS, PEDRO S., 2007). A teoria de *rent-sharing* defende a hipótese de que maiores salários induzem à lealdade dos empregados, que retribuiriam o gesto com maior produtividade. Essa lealdade aumentaria à medida que

maiores parcelas dos lucros econômicos da empresa fossem compartilhadas (com os trabalhadores). Assim, espera-se que quanto maior forem as rendas de monopólio, maior seria a parcela das rendas passíveis de serem barganhada sobre (AIGBOKHAN, 2011) e, conseqüentemente, maiores os salários.

De acordo com a Teoria de ameaça de filiação sindical, conforme proposto por Dickens (1986), a ameaça de filiação a sindicatos, quando crível, condiciona os empregadores a darem benefícios similares àqueles que dariam aos funcionários em caso de presença de sindicato. A ideia é que os salários pagos serão maiores, quanto maior for a intenção dos dirigentes das firmas em evitar a filiação sindical e sua intervenção nas negociações salariais. Por outro lado, do ponto de vista dos trabalhadores, a disponibilidade em aceitar uma proposta será maior quanto maior for o custo de se filiarem e manterem-se ativos nestes sindicatos.

Quanto aos custos de agência, em um vínculo empregatício, fala-se em relação de agência quando uma das partes (o agente) é designado a desempenhar tarefas, tendo autoridade para tomar decisões em nome da outra parte (o principal). Dado que maximizar a utilidade do agente, na maioria das vezes, não implica em maximizar a utilidade do principal, este prefere incorrer em custos (contratuais e de monitoramento, por exemplo), a fim de alinhar os interesses dos agentes aos seus. Isto é, gerando incentivos capazes de limitar as divergências existentes entre a maximização da utilidade do agente e do principal (JENSEN; MECKLING, 1976). Nessa situação, salários acima do nível competitivo seriam uma forma de incentivar os agentes para que eles atuassem a favor dos interesses do principal, já que em caso de desvio em relação a essa conduta esperada, o agente estaria assumindo o risco de deixar de receber salários acima do de mercado.

Por fim, o conceito de *insider power*, conforme proposto por Lindbeck e Snower (1989), também apresenta uma lógica alternativa para o compartilhamento de rendas setoriais e industriais com trabalhadores. De acordo com os modelos de *insider-outsider power*, trabalhadores empregados em uma determinada firma gozariam de certo poder de mercado, quando comparados aos trabalhadores de fora daquela firma, em decorrência dos altos custos incorridos por ela no processo de demissão e contratação de funcionários. Sendo assim, as firmas, em certa medida, seriam pressionadas a pagar salários acima do nível competitivo com o intuito de manter seu quadro de funcionários e, assim, evitar os altos custos inerentes à rotatividade.

Ainda que a teoria de salário de eficiência não possa ser considerada no arcabouço das teorias de barganha salarial, sua relevância é expressiva no que concerne a explicação de pagamentos de salários diferentes por firmas semelhantes. Existe uma ampla literatura que cria, dentro da rubrica de salários de eficiência, modelos que justificam o pagamento de salários acima do competitivo, como os de rotatividade, de seleção adversa e de monitoramento.

Para essa teoria, as firmas consideram interessante pagar salário acima do competitivo, visto que eles teriam impacto ou no aumento da produtividade ou na redução dos custos. Assim, é possível também afirmar que a maior disponibilidade de rendas pelas firmas possibilitaria que elas optassem pelo pagamento desses salários de eficiência. Contudo, essa teoria pode se enquadrar ainda no arcabouço da teoria competitiva, uma vez que esse aumento da produtividade do trabalho e / ou diminuição dos custos viriam a compensar os salários mais altos sem que fosse necessária a geração de rendas extras.

Além das abordagens de barganha salarial e do salário de eficiência, é possível ainda citar um outro mecanismo pelo qual se pode relacionar o poder de mercado detido pelas firmas, no mercado de produtos, aos salários por elas pagos. De acordo com Guadalupe (2007), o efeito da tecnologia de produção, ainda que indireto, agiria como um desses mecanismos. A autora argumenta que alterações no grau de competição no mercado de produtos podem ter efeitos sobre novos investimentos em tecnologia de produção e que, quando essa modificação se torna capaz de influenciar ou alterar a demanda por mão-de-obra da firma, então, se altera também o pagamento de salários.

Por meio dessa breve revisão teórica acerca dos canais de comunicação entre as características das firmas e dos salários, buscou-se mostrar possíveis argumentos que justificam a relação entre a geração de rendas no mercado de produtos e a remuneração dos trabalhadores. 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 de que a teoria competitiva não se sustenta.

Nesta dissertação, 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. Na sequência, serão apresentados os modelos empíricos usualmente empregados para a verificação desta relação, seguidos pela apresentação dos resultados empíricos a que chegam diversos autores, para diversos países.

## 2.2 Estratégias Empíricas

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<sup>1</sup> 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

---

<sup>1</sup> Revisões sobre estudos podem ser encontrados em Card e Kline (2016), Dickens e Katz (1987) e Nickell (1999)

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.

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{lit} + \beta_2 \left(\frac{\pi}{N}\right)_{it} + v_{li} + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

Em que  $\ln w_{it}$  é o logaritmo natural da remuneração média real do indivíduo “ $l$ ”, no tempo “ $t$ ”;  $\beta_0$  é o intercepto da regressão;  $\beta_1$  é um vetor de coeficientes associado às características observadas para os indivíduos “ $l$ ” e firmas “ $i$ ” ao longo do tempo “ $t$ ” ( $X_{lit}$ );  $\left(\frac{\pi}{N}\right)_{it}$  é o logaritmo do lucro por trabalhador da firma “ $i$ ”, no período “ $t$ ”, “ $v_{li}$ ” é o efeito fixo da célula empregado-firma, e  $\varepsilon_{it}$  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:  $E \left[ \varepsilon_{it} | X_{lit} \left(\frac{\pi}{N}\right)_{it} v_{li} \right] = 0$  (WOOLDRIDGE, 2002). Intuitivamente, essa hipótese assegura que características não observáveis do *match* empregador-empregado, não contidos em  $v_{li}$ , não estejam determinando o nível dos salários pagos, ou ainda, assegura a ausência total de correlação entre os regressores (inclusive  $v$ ) e os erros ( $\varepsilon$ ).

A segunda hipótese é a chamada condição de posto. Seja uma matriz ampliada  $Z = [X \left(\frac{\pi}{N}\right)_{it} v_{li}]$ , a condição de posto será escrita como  $E[Z'Z] = K$ . Intuitivamente, não pode haver multicolinearidade no modelo; em particular, nenhum controle em  $X$  pode ter a mesma informação que  $\left(\frac{\pi}{N}\right)_{it}$  nem que  $v_{li}$  (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 ( $z_i$ ) e da firma ( $\omega_i$ ), porém, de maneira aditiva e não conjunta:

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + z_l + \omega_i + \varepsilon_{pit} \quad (2.2)$$

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.



A seguir, são caracterizados os trabalhos empíricos existentes tanto na literatura internacional e como na nacional, com foco naqueles que, de certa forma, assemelham-se com a presente dissertação, seja pela variável que utilizam, seja pelo modelo que estimam.

### 2.3 Resultados empíricos

Em seu trabalho seminal, Slichter (1950) encontra relação positiva entre a remuneração dos trabalhadores e algumas variáveis financeiras da empresa, como valor adicionado por trabalhador. Ainda que variáveis de concentração industrial ou de *market-share* da firma não tenham sido utilizadas, essa evidência seria suficiente para assumir certo grau de livre arbítrio dos gerentes no que tange à determinação dos salários de seus funcionários.

Em decorrência do advento da Teoria do Capital Humano, na década de 1960, essa discussão ficou por um tempo em segundo plano. A partir, principalmente, do trabalho de Krueger e Summers (1986;1988), no entanto, tornou a ser um tema de destaque na literatura.

Os autores analisaram os setores norte-americanos e de outros 14 países industrializados a fim de investigar a importância dos diferenciais salariais interindustriais entre as ocupações. A base de dados utilizada compreende dados históricos sobre as receitas dos setores e dados em *cross-section* das rendas dos indivíduos disponibilizados pela Current Population Survey (CPS) de 1982. Como principais resultados, encontraram que a estrutura salarial é rígida e estável por longos períodos de tempo, com indústrias que apresentam maior relação capital/trabalho e maior poder de monopólio, sendo estas mais lucrativas e responsáveis pelo pagamento dos maiores salários. Desde então, diversos autores comprovaram a existência e a persistência no tempo dos diferenciais salariais intersetoriais em diversas economias. Atualmente, esse diferencial salarial é um fato estilizado para as principais economias do mundo.

Também para setores da economia americana, Dickens e Katz (1987) utilizam dados em *cross-section* da CPS de 1983 para examinar a amplitude dos diferenciais salariais entre trabalhadores sindicalizados e não sindicalizados, divididos entre categorias ocupacionais. Os autores reportam alta correlação dos salários industriais com características setoriais, como relação capital/trabalho, tamanho do setor e das empresas, densidade sindical, poder de

monopólio e diversas medidas de lucros setoriais. Eles corroboram os resultados de Krueger e Summers (1988) ao afirmar que estes diferenciais se sustentam mesmo após controle para características individuais.

Nesse mesmo trabalho, Dickens e Katz (1987) apresentam ainda uma extensa revisão de literatura de estudos que relacionam os salários dos trabalhadores às características das firmas. Nos estudos revisados pelos autores, as análises são feitas em *cross-section* e, em sua maioria, utilizam o logaritmo do salário por hora (médio ou do indivíduo) como variável dependente. Algumas das variáveis explicativas usualmente empregadas são taxa de sindicalização, concentração industrial, *market-share*, tamanho da firma, porcentagem de insumos importados, relação capital/trabalho, relação valor adicionado/horas trabalhadas e taxa de lucro do setor.

Quanto aos dados que utilizam, esses estudos podem ser divididos em dois grupos: O primeiro grupo utiliza as variáveis de salários e de características individuais no nível médio do setor, o que dificulta o controle para características dos indivíduos; já o outro grupo adiciona variáveis de nível setorial aos dados individuais. Os resultados a que chegam indicam haver uma relação positiva entre a variável de poder de mercado e os salários. Em alguns trabalhos, porém, essa relação nem sempre é significativa. É importante salientar que os resultados merecem cautela em suas interpretações, uma vez que variáveis de controle para fatores como qualidade do trabalho e características do setor e dos indivíduos raramente são inseridas nos modelos, sobretudo naqueles que usam os dados médios do setor.

Para os países do Reino Unido, Nickell, Stephen e Wadhvani (1994) buscam entender o papel que o poder de mercado teria sobre a determinação salarial e se seu impacto poderia ser diferente em firmas com diferentes tamanhos. Além disso, buscam evidências a respeito dos impactos que a produtividade e as taxas de desemprego teriam sobre as firmas com diferente poder de mercado. Os autores utilizaram um painel não balanceado com dados contábeis de 814 empresas de médio e grande porte daqueles países para o período que vai de 1972 a 1986. A uma sub-amostra de 25% dessas empresas, os autores aplicaram aos diretores das firmas um questionário no qual buscavam informações sobre sindicalização e poder de mercado. Ao contrário da amostra original, essas informações estavam em formato de *cross-section*.

Os principais resultados indicaram haver relação positiva entre salários e poder de mercado. Um aumento de 13% no poder de mercado, dessa forma, elevaria os salários em 1%.

Esse impacto seria maior quanto maior fossem as firmas e não estaria vinculado à sindicalização. O impacto que a produtividade tem sobre os salários não é diferente em decorrência do poder de mercado detido pela firma, contudo, este poder de mercado seria responsável por reduzir o efeito geralmente negativo das taxas de desemprego sobre os salários. Como variável de *market-share*, os autores utilizaram a relação vendas da firma/vendas totais médias do setor. Ademais, foi utilizado um índice de concentração industrial que contemplou as cinco maiores firmas do setor. Tanto esta variável quanto a de *market-share* das firmas foram utilizadas com defasagem de dois períodos.

Em um estudo similar, Blanchflower e Machin (1996) compararam dados do Reino Unido e da Austrália, em um esforço de testar a hipótese da teoria competitiva de que em mercados de produtos mais competitivos, menores são os salários e maior a produtividade. Os dados foram obtidos por meio por meio de uma pesquisa qualitativa com gerentes, sendo referentes apenas ao ano de 1990. Para a Austrália, a pesquisa era referente a 2004 empresas com mais de 20 empregados; para o Reino Unido, por sua vez, foram consideradas firmas com mais de 25 empregados, contemplando 2061 estabelecimentos. Em ambos os países o setor de mineração foi excluído das análises.

Os autores estimaram modelos Probit, nos quais a variável dependente representava categorias do nível de produtividade das firmas, entretanto fizeram também análises descritivas dos dados, separando por níveis de habilidade dos indivíduos. Os resultados encontrados evidenciavam que, na Inglaterra, firmas inseridas em mercados mais competitivos não tinham maior produtividade que as demais. Na Austrália, foi possível detectar, nos setores industriais, um impacto positivo da competição no mercado de produtos com a produtividade. No que diz respeito aos salários, os efeitos foram significativos e de baixa intensidade para alguns grupos de habilidades após controlados para algumas variáveis. Assim sendo, concluíram que outros fatores, especialmente aqueles relacionados aos "resultados" do mercado de trabalho – sindicalização, características do trabalhador, tamanho da empresa – parecem ser os mais relevantes na determinação dos salários e da produtividade nos estabelecimentos de ambos os países: Grã Bretanha e Austrália.

Konings e Walsh, (1994) analisam 993 grandes empresas de transformação do Reino Unido, de produtos relativamente homogêneos. Com dados em painel que vão de 1973 a 1982, os autores subdividem a amostra entre firmas com forte e baixa interferência dos sindicatos. Diferente de outros trabalhos sobre o tema, o modelo estimado tem como variável dependente

o *market-share* das firmas, o qual é calculado como as vendas da firma sobre o somatório das vendas do setor. Como variáveis explicativas são usadas o salário médio da firma, as vendas totais do setor e a relação entre preços de atacado e varejo. O modelo é controlado para efeitos-fixos das firmas e choques agregados. Como principais resultados, ficou evidenciado, para indústrias com pouca influência dos sindicatos, que salários mais altos são pagos (voluntariamente) a fim de se obter maior *market-share*. Os autores entendem esse resultado como evidência da presença de salários de eficiência. Quanto aos setores com forte presença de sindicatos, o pagamento de salários mais altos não é voluntário, mas ainda assim induzem à detenção de maiores parcelas de mercado pelas firmas.

Van Reenen (1996) examinou a resposta dos salários das firmas às inovações tecnológicas. O autor utilizou dados em painel das firmas do setor industrial da Grã-Bretanha, esses dados foram unificados às informações setoriais e às informações sobre inovação provenientes da Unidade de Pesquisa de Ciências Políticas (SPRU) para os anos de 1976 a 1982. Em suas estimações, há controle para efeitos fixos, endogeneidade e estrutura de mercado. Para instrumentalizar a renda, foram usadas variáveis de concentração industrial e de penetração das importações. A variável de *market-share* resultou positivamente correlacionada com a variável salário, com coeficiente de 0,05, enquanto a concentração industrial apresenta coeficiente negativo. Os resultados indicaram que a inovação aumenta significativamente os salários cerca de 3 a 4 anos depois de implementada a inovação e reforçaram a ideia de existência de *rent-sharing* no Reino Unido.

Arai e Heyman (2001) investigaram a relevância do compartilhamento de renda para os salários dos trabalhadores. Para isso, usaram informações referentes a uma amostra de 170.000 empregados da Suécia, para os anos de 1991 e 1995, combinados com as informações financeiras das respectivas empresas e da Pesquisa de Estabelecimentos Suecos (APU), que contém informações explícitas acerca da competição no mercado de produtos e da elasticidade da demanda por produtos. Além de tratarem os efeitos de heterogeneidade não-observados dos indivíduos e das firmas, trataram também os efeitos da endogeneidade dos lucros.

Os resultados indicaram haver influência positiva dos lucros nos salários, mesmo em períodos nos quais os ciclos de negócio foram muito distintos. Além disso, evidenciou-se que mais de 75% dos efeitos nos lucros nos salários decorre dos efeitos intra-setoriais. As elasticidades implícitas apresentadas ficam em torno de 0.008 e 0.025 em 1991 e entre 0.005 e 0.012 em 1995, com *Lester range* de 14%. Após se controlar o modelo para as

heterogeneidades não-observadas dos indivíduos e das firmas e instrumentalizar os lucros, a elasticidade aumentou em 10%, sem perder sua significância, com o *Lester range* de 50%.

Arai e Heyman (2009) estenderam o trabalho anterior analisando, além dos dados supracitados, mais uma amostra com um milhão de empregados para o período compreendido entre 1996 a 2000. Como instrumentos para os lucros, utilizaram a elasticidade da demanda pelos produtos das firmas, as receitas com exportação e os custos com energia, sendo esta última é considerada como um instrumento fraco. Para as outras duas variáveis, contudo, relataram elasticidades positivas e significativas superiores àquelas obtidas com a estimação por OLS, com a elasticidade da demanda pelos produtos sendo 10 vezes maior (0,33) e, as receitas de exportação, com elasticidade de 0,034.

Guadalupe (2007) buscou examinar o efeito do mercado de produtos na disponibilidade das firmas em remunerar trabalhadores com diferentes habilidades a partir de dados da New Earnings Survey, de 1982 a 1999, para o Reino Unido. O método empírico da autora consistiu em experimentos quase-naturais. Assim, procurou variações exógenas nas medidas de competição dos mercados. É o caso implementação do *European Single Market Program* (SMP), em 1992, que implicou em um aumento na competição para indústrias que se deparavam com altas barreiras não-tarifárias até aquele ano; e, também, da forte apreciação do câmbio inglês em 1996, que implicou em um aumento na competitividade para indústrias que eram mais expostas ao comércio internacional. Como principais resultados, a autora mostrou que o retorno sobre educação aumenta com a competitividade. A autora desenvolveu um modelo capaz de captar a sensibilidade dos lucros aos custos, de forma que quanto maior fosse a competição no mercado de produtos, maior seria o interesse das firmas em atrair trabalhadores mais produtivos (os quais são relativamente menos custosos, i.e, mais rentáveis), o que acaba por aumentar o diferencial salarial entre trabalhadores com maior ou menor habilidade.

Card, Devicienti e Maida (2010) usaram dados conectáveis empregador-empregado para mensurar o grau de *rent-sharing* das firmas na região de Veneto, na Itália, no período de 1995 a 2001. Estimaram assim uma equação de salários que incluiu *job match effects*, ou seja, *dummies* para cada par trabalhador-firma observados na amostra, e aspectos das firmas e dos trabalhadores. Como variável instrumental para o valor adicionado, utilizaram as receitas das firmas, definidas dentro do mesmo setor, porém em outra região da Itália. A hipótese de identificação dos autores foi que o choque de demanda no setor afetaria o nível de rentabilidade das firmas, mas não teria efeito direto na oferta local de trabalho.

Os resultados encontrados evidenciaram que firmas mais rentáveis pagavam salários mais altos. Nos modelos em *cross-section*, a elasticidade estimada para os salários, em relação à quase-renda por trabalhador, foi de 6-8%. O coeficiente da estimação por efeito fixo, obtido também por OLS, foi substancialmente menor, atenuando os erros de medida e flutuações transitórias do valor adicionado. Como resultados para esse modelo, relataram que, com o valor adicionado instrumentalizado, a elasticidade de *rent-sharing* era de 3-4%. Ao separarem a estimação por setores mais e menos concentrados, com base no índice de vendas de Herfindal, com setor definido a 4 dígitos, encontraram que, para empresas mais concentradas, a elasticidade era de 0,071 e o *Lester range* de 17%, ao passo que, para firmas menos concentradas, elasticidade era de 0,004 e *Lester range* de 0,9%.

Para a economia brasileira, este ainda é um tema em aberto na literatura. O primeiro estudo do qual tem conhecimento é o de Silva (1987). Em sua tese, o autor propôs-se a investigar os determinantes dos diferenciais salariais, considerando, para isso, variáveis individuais, regionais, empresariais e setoriais. As bases de dados utilizadas foram referentes à Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 1977 e aos arquivos do imposto de renda da receita federal de 1978. O modelo foi estimado por mínimos quadrados ordinários em sua forma linear e logaritmo-linear. Como resultado, foram encontradas evidências positivas sobre o papel da concentração industrial (índice de Hirschman-Herfindhal) sobre os diferenciais salariais. Além disso, evidenciou-se que um maior poder sindical estaria associado a setores mais concentrados, decorrendo disso o fato dessas empresas apresentarem um maior gasto com pessoal em suas folhas de pagamento. Apesar disso, as principais variáveis para a determinação salarial seriam aquelas associadas às características individuais.

Quanto aos estudos mais recentes, Martins e Esteves (2006) analisaram a existência de *rent-sharing* para a economia brasileira. 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. Algumas dessas sub-amostras consideravam, por exemplo, apenas as firmas exportadoras ou limitavam o painel aos anos nos quais o Brasil passou por momentos de prosperidade econômica. Mesmo que alguns resultados tenham se mostrado relevantes, os autores ressaltaram não haver evidências que suportassem a teoria de *rent-sharing*. Como possíveis explicações, sugeriram a fraca presença de instituições do mercado de trabalho, o alto grau de rotatividade e a instabilidade macroeconômica enfrentada pelo país.

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-section* 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, o vetor de variáveis instrumentais foi construído pelas variáveis de “gastos com aluguel”, “receitas financeiras”, “receitas não operacionais”, “receita líquida de vendas de atividades não industriais”, “serviços industriais prestados por terceiros e de manutenção” e a “taxa de desemprego da economia”.

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. Ademais, os resultados encontrados pela autora corroboram aqueles encontrados por Silva Jr. (2011), de que trabalhadores com maiores níveis de escolaridade seriam mais impactados pela rentabilidade das firmas.

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, esta dissertação 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, esta dissertação 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.

##### 3.1.1. PIA – Empresa

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. Como principal objetivo, a PIA Empresa visa identificar as características estruturais básicas desses setores e suas transformações no tempo. Realizada anualmente, consta de informações como pessoal ocupado, salários e outras remunerações, receitas (de vendas, operacionais, financeiras, etc.), custos e despesas, valor adicionado e consumo intermediário dessas firmas.

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<sup>2</sup>. 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 desta dissertação, 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 serem 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 CNAE é a classificação pela qual o Sistema Estatístico Nacional padroniza e identifica as atividades produtivas do País. Sua estrutura é composta de 21 Seções, codificadas por letras que vão de A à U. Cada uma dessas seções se subdivide em divisões; ao todo são 87 divisões codificadas por dois dígitos numéricos. As divisões, por sua vez, subdividem-se em 285 grupos (3 dígitos) e 673 classes (4 dígitos). Como exemplo, a “fabricação de produtos de carne” (classe 1013) pertence ao grupo de “abate e fabricação de produtos de carne” (101), que agrupa-se na divisão de “fabricação de produtos alimentícios” (10), que por sua vez é classificado na seção de “indústria de transformação” (C) (Concla, 2010). As análises apresentadas nesta dissertação são referentes às classes da CNAE (4 dígitos). Quando alguma classificação diferente for utilizada, então será dito a qual nível de desagregação está-se fazendo referência.

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:

---

<sup>2</sup> Até 2007 as empresas pesquisadas deveriam ter, em dezembro do ano de referência do cadastro básico de seleção da pesquisa, cinco ou mais pessoas ocupadas. Também até esse ano, adotava-se a CNAE 1.0. A partir de 2007, o número de trabalhadores empregados em dezembro do ano de referência passou para 01 (um) e a CNAE adotada passou a ser a CNAE 2.0.

$$Market - share_i = \frac{Receita\ de\ Vendas_i}{\sum_{i \in j} Receita\ de\ Vendas_i} \quad (3.1)$$

Sendo que:

$i$  = firma

$j$  = Classe CNAE na qual a firma  $i$  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<sup>3</sup>. 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.

### 3.1.2. RAIS

A RAIS Identificada é um banco de dados construído a partir de um registro administrativo contendo informações relativas a todos os estabelecimentos com CNPJ. O banco de dados ao qual se tem acesso 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), como o município onde

---

<sup>3</sup> Tais variáveis são elaboradas de acordo com as normas técnicas definidas em BRASIL (2012).

operam, a classe de atividade econômica, o número de funcionários que empregam (tamanho) e a natureza jurídica.

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, todos os segmentos da economia, e 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 compatibilização dos dados da RAIS Identificada com os dados da PIA-Empresa foi factível a partir da variável identificadora do empregador, o código do Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ).

Para os anos que esta dissertação 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.

A estrutura dessa classificação, assim como a CNAE, é do tipo hierárquica-piramidal, ou seja, grandes grupos ocupacionais podem ser subdivididos em grupos ocupacionais menores, que por sua vez se expandem para classificações mais desagregadas e assim sucessivamente. Logo, quanto mais desagregada for a classificação utilizada, menor será o número de trabalhadores enquadrados por ocupação e, conseqüentemente, maior será a uniformidade nas habilidades cognitivas exigidas dos trabalhadores no exercício das suas atividades profissionais (MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO, 2010).

Ao todo, a CBO 2002 é composta por 2.422 ocupações. Estas ocupações estão agregadas em 596 famílias, que é a codificação mais desagregada disponível na base utilizada, e cuja identificação é composta por quatro dígitos. As famílias agrupam-se em subgrupos; ao total existem 192 subgrupos e seu código é composto por três dígitos. Nesta mesma sequência lógica, os subgrupos compõem os subgrupos principais (são 47 subgrupos principais e estão codificados a 2 dígitos), que por sua vez estão agregados em 10 grandes grupos, representados, nos códigos numéricos, pelo primeiro número da classificação.

Para um exemplo prático, considerem os “trabalhadores de acabamento, tingimento e estamparia das indústrias têxteis”. Segundo a classificação da CBO 2002, estes trabalhadores correspondem à família 7614; agregados aos outros “trabalhadores das indústrias têxteis” eles formam o subgrupo 761, que por sua vez, junto aos demais “trabalhadores nas indústrias têxtil, do curtimento, do vestuário e das artes gráficas” formam o subgrupo principal 76. Por fim, estes são classificados como “trabalhadores da produção de bens e serviços industriais” (grande grupo 07).

Em virtude de a família ocupacional agregar “os postos de trabalho substancialmente iguais quanto a sua natureza e as qualificações exigidas” (MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO, 2010), sendo o maior nível de desagregação das ocupações para o Brasil, ao criar um agente representativo para cada ocupação dentro de uma determinada firma, supõe-se que os indivíduos terão características bastante similares.

Para as análises apresentadas nesta dissertação, 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. No exemplo citado anteriormente, significaria considerar, dentro de uma célula, todos os funcionários da firma X que no ano de 2013, por exemplo, tinham suas carteiras assinadas como instaladores/reparadores de linhas e equipamentos de telecomunicações.

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.

Em virtude da utilização da base ao nível das ocupações-firma, as variáveis representativas das características individuais foram utilizadas como controle nos modelos a serem apresentados. É importante ressaltar que variáveis distintas foram agregadas também de maneira distinta. Resumidamente, variáveis categóricas foram transformadas em percentuais e variáveis contínuas transformadas em médias. As modificações nos dados e sua forma de agregação estão descritos a seguir.

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. Variáveis relacionadas à raça não foram utilizadas, visto que, por raça ser uma variável autodeclarada (ADMINISTRATIVO, 2013), o próprio MTE considera-a com tendo alta probabilidade de erro de medida.

A estratégia utilizada para a agregação dessas variáveis foi a de computá-las como a proporção de indivíduos, em cada célula de ocupação-firma-ano, que detinha determinada característica. O parágrafo a seguir explica melhor cada agregação.

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, para a célula de análise, a proporção de trabalhadores classificados como “brasileiros” e “naturalizados brasileiros” no banco de dados da RAIS.

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”, também conforme dicionário da RAIS.

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 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), 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 líquida 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 líquida 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) <sup>2</sup>	Tempo de emprego médio ao quadrado dos indivíduos de uma mesma ocupação-firma

Fonte: Elaboração própria

### 3.2 Estatísticas Descritivas

Após a agregação dos dados por célula de análise, as bases foram empilhadas, formando-se o painel a ser utilizado na dissertação. Esta seção apresenta as estatísticas descritivas referentes ao painel de microdados ocupação-empregador, para os anos que vão de 2007 a 2013.

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.

Tabela 2 – Total de observações por ano

Ano		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Total do 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 SBG CBO	Média/ firma	16,0	16,1	16,1	16,4	16,3	16,4	16,8	16,3
	Desv.Pad.	10,6	10,6	10,5	10,5	10,5	10,5	10,4	10,5
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

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, bem como para o teste de ANOVA, apresentado na seção 4.

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.

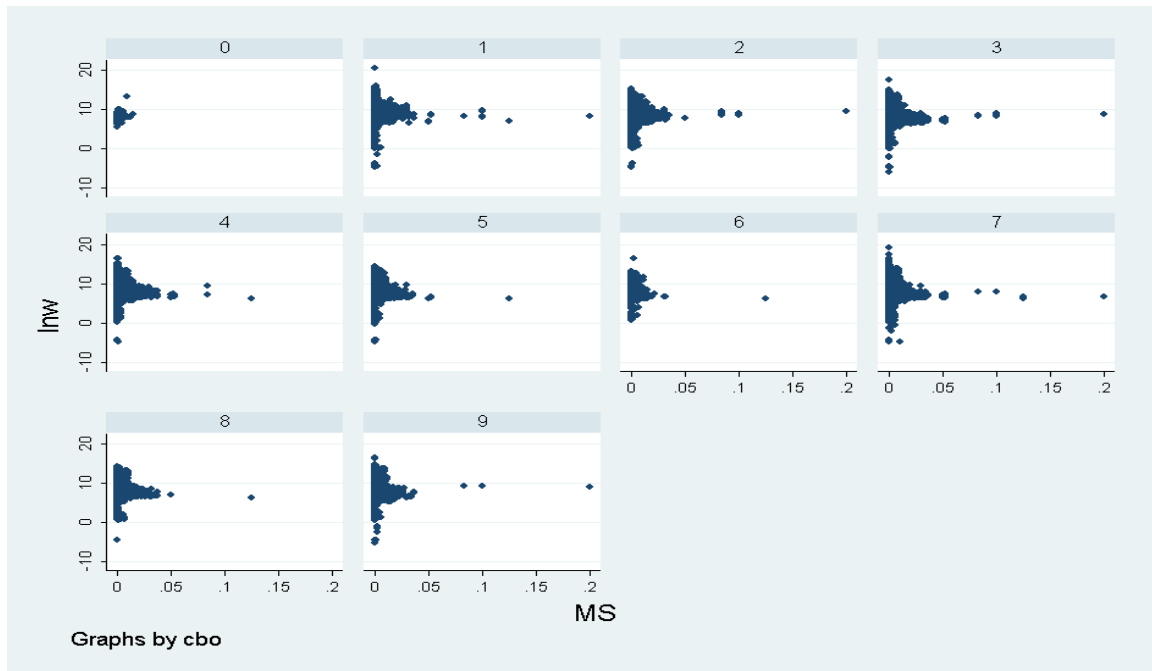
Tabela 4 – Média e Desvio Padrão das variáveis independentes

Variável	Média	Desvio padrão
% Homens	73%	0.396
% Mulheres	27%	0.396
% Homogeneidade escolaridade	79,5%	0.247
% 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

A seguir, para cada grande grupo da CBO, plotou-se um gráfico correlacionando o logaritmo da remuneração média (eixo das ordenadas) e o *market-share* (eixo das abscissas). O Gráfico 1 apresenta os resultados obtidos.

Gráfico 1 - Relação entre logaritmo da renda e o *market-share* das firmas, por grande grupo CBO



Fonte: Elaboração própria, a partir de RAIS e PIA

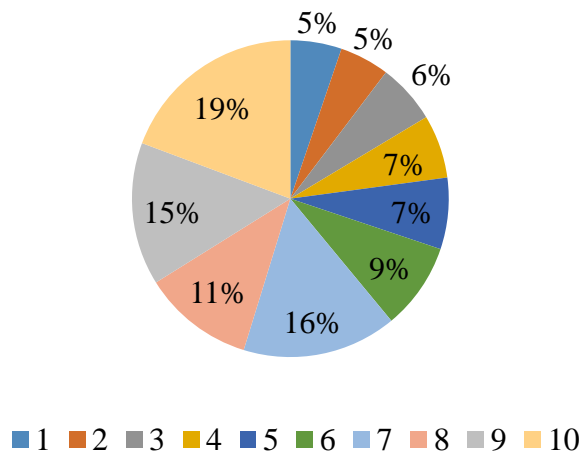
A relação dos números de cada Grande Grupo e sua descrição é: 0 – Forças armadas, policiais e bombeiros militares; 1 - Membros superiores do poder público, dirigentes de organização de interesse público e de empresa e gerentes; 2 - Profissionais das ciências e das artes; 3 - Técnicos de nível médio; 4 - Trabalhadores de serviços administrativos; 5 - Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados; 6 - Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca; 7 e 8 - Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais e 9 - Trabalhadores de reparação e manutenção O Anexo A apresenta essa estrutura de forma mais detalhada.

Visualmente, o Gráfico 1 apresenta relativa ausência de correlação entre poder de mercado e salários, uma vez que a grande parte dos pontos se concentra entre o percentual de 0 e 5% de participação de mercado. Contudo, conforme apresentando anteriormente, o valor médio do poder de mercado é de 0,037%, ou seja, da forma como fora construído, a participação de mercado das firmas (MS) é muito baixa.. Cerca de 99% das firmas do nosso banco de dados apresentam poder de mercado inferior a 0,6%. Assim, a falta de correlação

visual entre participação de mercado e salários pode adereçar-se à escala para o qual o gráfico 1 foi construído, ou ainda, à sua agregação em grandes grupos da CBO.

O gráfico a seguir, por sua vez, apresenta a apropriação da remuneração média atrelada a cada decil do *market-share*, ou seja, o quanto a remuneração média de determinado decil representa sobre a remuneração média total. É possível analisar que a remuneração média das firmas até o quinto decil representa apenas 30% da remuneração média total, enquanto o último decil, sozinho, é responsável por 19% da remuneração média.

Gráfico 2 – Representatividade da remuneração média do decil do *market-share*, sobre a remuneração média total

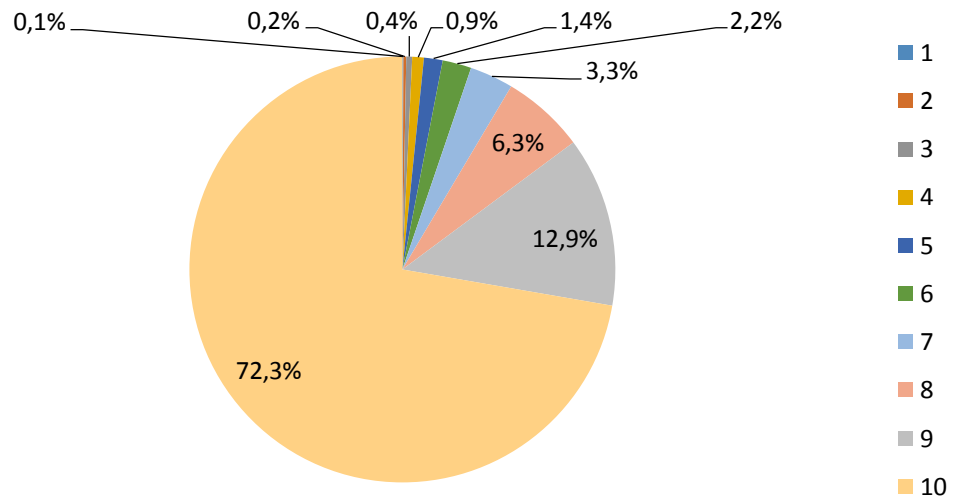


Fonte: Elaboração própria, a partir de RAIS e PIA

Por fim, ressalta-se a participação de cada decil de distribuição do *market-share* nas receitas de vendas. No geral, a receita de vendas do último decil representa 72,3% das receitas de vendas totais. O penúltimo decil (90%) apresenta aproximadamente 13% do total da receita de vendas, 7 pontos percentuais acima do percentual detido pelo oitavo decil (6,3%).

Esse gráfico apresenta uma forte evidência de que as firmas com maior poder de mercado detêm uma parcela desproporcionalmente maior das receitas de vendas, quando comparado com as demais firmas do setor. Essa característica apresenta-se persistente ao longo de todos os anos analisados e, também, para as variáveis de valor adicionado e receita bruta. Ainda que o valor médio do *market-share* induza o pensamento a acreditar em uma estrutura produtiva competitiva, a diferença das receitas de vendas, conforme apresentada no Gráfico 4, comprova a desigualdade existente no mercado de produtos, em termos de presença de mercado das firmas.

Gráfico 3 – Representatividade da receita de vendas por decil do *market-share* sobre a Receita de vendas total



Fonte: Elaboração própria, a partir de RAIS e PIA

Conforme apresentado, teoricamente, existem razões para acreditar que a maior captura de rendas das firmas, no mercado de produtos, possibilitaria o pagamento de salários acima do competitivo para trabalhadores homogêneos em preferências e produtividade.

Contudo, ainda que essas estatísticas indiquem alguma relação entre a participação de mercado e os salários dos trabalhadores, não é possível afirmar uma relação de causalidade daquela para com essa. Se as firmas que apresentam maior participação de mercado empregam os trabalhadores mais produtivos, então não há evidências suficientes para descartar a teoria competitiva na explicação dos diferenciais salariais. Para tanto, faz-se necessária a estimação de modelos capazes de controlar para os diferenciais compensatórios e para as características de produtividade dos indivíduos.

## 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 e o teste ANOVA

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

$$\ln w_{pit} = \beta_0 + \beta_1 X_{pit} + \beta_2 MS_{it} + \omega_i + \varepsilon_{pit} \quad (4.1)$$

Em que  $t = 1, 2, \dots, 7$ ;  $\ln w_{pit}$  é o logaritmo natural da remuneração média real da ocupação “ $p$ ”, de uma empresa “ $i$ ”, no tempo “ $t$ ”;  $\beta_0$  é o intercepto da regressão;  $\beta_1$  é um vetor de coeficientes associado às características observadas para as ocupações-firmas ( $X_{pit}$ ) ao longo do tempo;  $MS_{it}$  é o *market-share* detido pela firma “ $i$ ” no tempo “ $t$ ”,  $\omega_i$  são as heterogeneidades das firmas e  $\varepsilon_{pit}$  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:

- i)  $E[u_{pit} | X_{pit} MS_{it} \omega_i] = 0$ ; e
- ii)  $E[W'W] = K$ , onde  $W$  é uma matriz ampliada  $W = [X \ MS \ \omega_i]$ .

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, conseqüentemente, 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-section* 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.

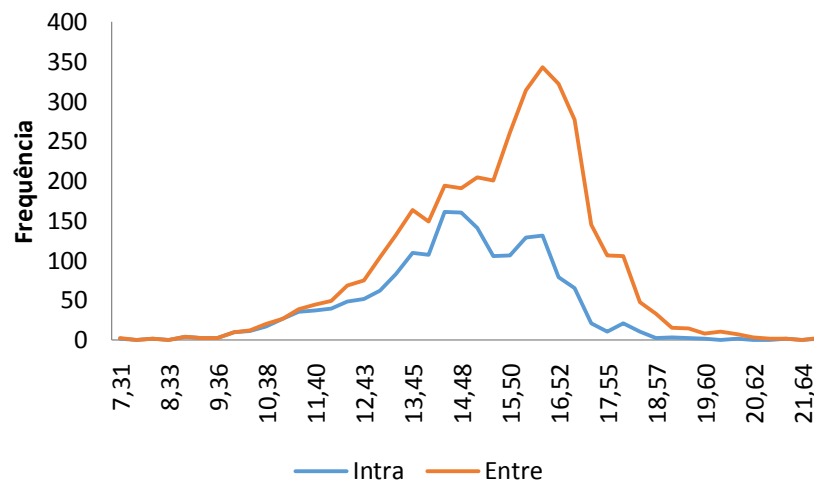
É passível de críticas, contudo, utilizar dados agregados, quando dados mais desagregados estão disponíveis. Em virtude de a agregação ter sido feita por ocupação, a 4 dígitos da CBO, e firma, acredita-se que as informações ao nível do indivíduo não seriam tão heterogêneas dentro da célula de análise, a ponto de incorrer-se em grandes perdas ao estimar o modelo agregado. Isto seria, contudo, uma hipótese. Para confirma-la, é preciso de indícios estatísticos de que dentro da célula de análise os indivíduos são relativamente homogêneos, o que possibilitaria sua agregação sem perda de caracterização dos agentes.

Para a presente análise, as variáveis individuais foram agregadas como percentuais; para a variável de remuneração, entretanto, a agregação foi realizada tomando-se sua média por ocupação-firma e ano. Logo, é preciso garantir que a remuneração média do “agente representativo” de cada uma das ocupações sintetizem, de fato, as remunerações dos indivíduos que constituem aquela ocupação, naquela firma e naquele ano.

Para este caso específico, pode-se averiguar a homogeneidade dos indivíduos por meio do teste da ANOVA<sup>4</sup>. Assim, para cada combinação “ano-classe CNAE”, realizou-se um teste nos quais as famílias CBO foram consideradas como grupos. O resultado esperado ao realizar esse teste é de a variabilidade da remuneração média ser maior entre os grupos do que dentro deles, ou seja, quanto menor a variabilidade dos erros (intra-grupos), maior a capacidade de afirmar que os indivíduos são homogêneos dentro das famílias CBO de determinado setor CNAE e ano.

O gráfico a seguir apresenta a distribuição de frequências da soma dos quadrados do fator e da soma dos quadrados do erro, do teste realizado.

Gráfico 4- Variabilidade da remuneração média por ocupação



Fonte: Elaboração própria a partir de PIA e RAIS

A Soma de Quadrados do Fator (SQF) indica o desvio das médias estimadas do fator em torno da média geral dos grupos. Particularmente, a SQF representa o desvio da média estimada da remuneração média da ocupação (família CBO) em torno da média da variável de remuneração em todas as demais ocupações. É importante ressaltar o fato de o teste ter sido realizado separadamente para cada cruzamento “ano – classe CNAE”, de modo que a comparação das médias acontece entre as ocupações (desagregadas a 4 dígitos) de um mesmo setor (desagregado a 4 dígitos), em um mesmo ano.

Já a Soma de Quadrados do Erro (SQE) indica o desvio das observações de cada grupo, nesse caso a família CBO, em relação à média da variável para o grupo. Assim, a SQE representa a variabilidade da remuneração média dentro de cada ocupação. Mais uma vez,

<sup>4</sup> A metodologia do teste encontra-se no anexo desta dissertação.

ênfatiça-se que seria a variabilidade dos salários das famílias CBO pertencentes à uma mesma classe CNAE.

A partir da análise do gráfico 5 é possível assegurar, estatisticamente, que a fonte de variabilidade dos dados é maior entre os grupos do que dentro deles, ou seja, os salários dos indivíduos de uma mesma ocupação no setor apresentam menor variabilidade dentre eles, do que quando comparados com indivíduos de ocupações distintas naquele setor.

Considerando o resultado reportado, é razoável supor que, se a mesma análise fosse realizada para as células de ocupação-firma, então a maior variabilidade continuaria a ser entre as observações e não intra-observações, de forma a ser possível garantir a existência de certo homogeneidade dentre os trabalhadores de uma mesma ocupação-firma, nos moldes propostos por este trabalho.

## 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)<sup>2</sup>”), tamanho da firma (“Log(tamanho)”), unidade federativa (UF) e divisão da CNAE (*div\_cnae*), todas conforme apresentado na seção 3.

$$\begin{aligned}
 \ln w_{pit} = & \%Homens_{pit} + \%Brasileiros_{pit} + \%Nível\ educacional\ baixo_{pit} \\
 & + \%Nível\ educacional\ alto_{pit} + \%<24anos_{pit} + Tempo\ de\ emprego_{pit} \\
 & + Tempo\ de\ emprego^2_{pit} + Log(tamanho)_{it} + UF_{it} + divCNAE_{it} + MS_{it} \\
 & + \varepsilon_{pit}
 \end{aligned} \tag{4.2}$$

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.

$$\begin{aligned} (\ln w_{pit} - \overline{\ln w}_i) = & \beta_0 + \beta_1(X_{pit} - \bar{X}_i) + \beta_2(MS_{it} - \overline{MS}_i) + \\ & (\omega_i - \bar{\omega}_i) + (\varepsilon_{pit} - \bar{\varepsilon}_i) \end{aligned} \quad (4.3)$$

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 ( $\theta_{pt}$ ), conforme apresentado na equação 4.4 a seguir.

$$(\Delta \ln w_{pit}) = \beta_1(\Delta X_{pt}) + \beta_2(\Delta MS_{it}) + (\theta_{pt}) + (\Delta \varepsilon_{pit}) \quad (4.4)$$

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:

$$(\Delta \ln w_{pit} - \Delta \overline{\ln w}_{pt}) = \beta_1(\Delta X_{pit} - \overline{\Delta X}_{pt}) + \beta_2(\Delta MS_{it} - \overline{\Delta MS}_{pt}) + (\Delta \varepsilon_{pit} - \overline{\Delta \varepsilon}_{pt}) \quad (4.5)$$

Ou ainda,

$$\Delta \ddot{\ln w}_{pit} = \beta_1 \Delta \ddot{X}_{pit} + \beta_2 \Delta \ddot{MS}_{it} + \Delta \ddot{\varepsilon}_{pit} \quad (4.6)$$

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 às 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.

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*** (0,00118)	0,298*** (0,00118)	0,267*** (0,00121)
% Brasileiros	-0,954*** (0,01360)	-0,944*** (0,01370)	-0,903*** (0,01330)
% Nível educacional baixo	-0,398*** (0,00160)	-0,383*** (0,00159)	-0,355*** (0,00160)
% Nível educacional alto	1,078*** (0,00187)	1,077*** (0,00186)	1,037*** (0,00184)
% < 24 anos	-1,738*** (0,07930)	-1,790*** (0,08160)	-1,810*** (0,08310)
Tempo de emprego	0,00449*** (0,00002)	0,00445*** (0,00002)	0,00428*** (0,00002)
(Tempo de emprego) <sup>2</sup>	-6,30e-06*** (0,00000)	-6,19e-06*** (0,00000)	-5,88e-06*** (0,00000)
Log(tamanho)	0,0860*** (0,00054)	0,0860*** (0,00054)	0,0604*** (0,00055)
MS	32,52*** (0,91700)		
logMS		0,0630*** (0,00026)	0,0391*** (0,00032)
Constante	2,033*** (0,01500)	3,071*** (0,01520)	7,847*** (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
R <sup>2</sup>	0,46700	0,46900	0,48400
N_clust	1.517.000.000	1.518.000.000	1.517.000.000

Erro padrão robusto entre parênteses

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1

Fonte: Elaboração própria

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.

Os modelos da Tabela 5 mostraram ajustar-se bem ( $R^2$  do modelo de 48%, por exemplo), além de serem significativos quanto aos coeficientes encontrados, sustentarem a hipótese do compartilhamento de rendas e apresentarem o *Lester Range* e as elasticidades similares àquelas dos países desenvolvidos. Apesar disso, um importante problema nesse modelo está associado à heterogeneidade não-observada do poder de mercado das firmas e dos choques ocupacionais, conforme apresentado na revisão de literatura.

Em particular, se firmas com maior participação de mercado tendem a apresentar uma hierarquia ocupacional mais complexa que aquelas com menor poder de mercado, implicando em remunerações mais elevadas para uma mesma ocupação, em decorrência dessa peculiaridade da firma, ou ainda, se as ocupações associadas às firmas com maior poder de mercado tendem a ser aquelas cujo trabalho apresenta maior valor adicionado. 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-fixos, conforme proposto na seção 4.

A Tabela 6 apresenta os resultados para a estimação dos modelos de efeito-fixos. 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.

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.

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

Variável dependente: $\Delta$ remuneração média (em log)	IV	V	VI	VII	VIII
% Homens	0,185*** (0,00073)	0,185*** (0,00073)	0,185*** (0,00073)	0,185*** (0,00073)	0,185*** (0,00073)
% Brasileiros	-0,424*** (0,00416)	-0,425*** (0,00416)	-0,424*** (0,00416)	-0,424*** (0,00416)	-0,424*** (0,00416)
% Nível educacional baixo	-0,161*** (0,00091)	-0,161*** (0,00091)	-0,161*** (0,00091)	-0,161*** (0,00091)	-0,161*** (0,00091)
% Nível educacional alto	0,612*** (0,00089)	0,612*** (0,00089)	0,612*** (0,00089)	0,612*** (0,00089)	0,612*** (0,00089)
% < 24 anos	-1,844*** (0,04550)	-1,844*** (0,04550)	-1,844*** (0,04550)	-1,844*** (0,04550)	-1,844*** (0,04550)
Tempo de emprego	0,00330*** (0,00001)	0,00330*** (0,00001)	0,00330*** (0,00001)	0,00330*** (0,00001)	0,00330*** (0,00001)
(Tempo de emprego) <sup>2</sup>	-4,86e-06*** (0,00000)	-4,86e-06*** (0,00000)	-4,86e-06*** (0,00000)	-4,86e-06*** (0,00000)	-4,86e-06*** (0,00000)
Log(tamanho)	0,0238*** (0,00060)	0,0238*** (0,00060)	0,0238*** (0,00060)	0,0239*** (0,00060)	0,0210*** (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
R <sup>2</sup>	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 entre parênteses

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1

Fonte: Elaboração própria

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 abrangente 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/produktividade 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.

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 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 esta dissertação, 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, esta dissertação 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, esta dissertação 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.

## REFERÊNCIAS

- 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.
- ADMINISTRATIVO, Registro. Base de Dados RAIS / 2012. v. 2013, n. 239, 2013.
- 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/>>.
- BRYSON, Alex. The effect of trade unions on wages. 2007. Disponível em: <<http://westminsterresearch.wmin.ac.uk/5036/>>.
- 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. Wages, Employment and Threat of Collective Action by Workers. n. 1856, 1986.
- DICKENS, William T. INTER-INDUSTRY WAGE DIFFERENCES AND THEORIES OF WAGE DETERMINATION William T. Dickens. 1987.
- DICKENS, William T.; KATZ, Lawrence F. *Inter-Industry Wage Differences and Theories of Wage Determination. National Bureau of Economic Research Working Paper Series*. [S.l: s.n.]. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w2271>>. , 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>>.
- GUADALUPE, Maria. Product Market Competition, Returns to Skill, and Wage Inequality. *Journal of Labor Economics*, v. 25, n. 3, p. 439–474, 2007.
- JENSEN, Michael C; MECKLING, William H. Theory of the Firm : Managerial Behavior , Agency Costs and Ownership Structure Theory of the Firm : Managerial Behavior , Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, v. 3, n. 4, p. 305–360, 1976.
- 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.
- KONINGS, Jozef; WALSH, Patrick P. Evidence of Efficiency Wage Payments on UK Firm Level Panel Data. *The Economic Journal*, v. 104, n. 424, p. 542–555, 1994.
- 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:>.
- LINDBECK, Assar; SNOWER, Dennis J. The insider-outsider theory of employment and unemployment. *MIT Press Books*, v. 1, 1989.
- 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.
- MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. Classificação Brasileira de Ocupações: CBO - 2010. v. 3ª Edição, p. 828, 2010.
- 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. N° 1, p. 80–91, 1950. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1928282> .>.
- SONG, Jae *et al.* *Firming up Inequality. NBER WORKING PAPER SERIES*. [S.l: s.n.], 2015.
- 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.

## ANEXO A – ESTRUTURA CBO e CNAE

A Tabela 7 traz a divisão dos grandes grupos e, na sequência apresenta-se uma exemplificação.

Tabela 7 – Grandes grupos da CBO

<b>Nível</b>	<b>CBO 2002 - Grandes Grupos / Títulos</b>
0	Membros do exército e das forças armadas
1	Membros superiores do poder público, dirigentes de organização de interesse público e de empresa e gerentes
2	Profissionais das ciências e das artes
3	Técnicos de nível médio
4	Trabalhadores de serviços administrativos
5	Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados
6	Trabalhadores agropecuários, florestais e da pesca
7 e 8	Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais
9	Trabalhadores de reparação e manutenção

Fonte: Elaboração própria



Tabela 8 – Divisões da CNAE

<b>B</b>	<b>INDÚSTRIAS EXTRATIVAS</b>
Divcnae5	Extração de carvão mineral
Divcnae6	Extração de petróleo e gás natural
Divcnae7	Extração de minerais metálicos
Divcnae8	Extração de minerais não metálicos
Divcnae9	Atividades de apoio à extração de minerais
<b>C</b>	<b>INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO</b>
Divcnae10	Fabricação de Produtos Alimentícios
Divcnae11	Fabricação de Bebidas
Divcnae12	Fabricação de Produtos de Fumo
Divcnae13	Fabricação de Produtos Têxteis
Divcnae14	Confecção de artigos de vestuário e acessórios
Divcnae15	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados
Divcnae16	Fabricação de Produtos de madeira
Divcnae17	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel
Divcnae18	Impressão e reprodução de gravações
Divcnae19	Fabricação de Coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis
Divcnae20	Fabricação de Produtos químicos
Divcnae21	Fabricação de Produtos Farmoquímicos e Farmacêuticos
Divcnae22	Fabricação de Produtos de Borracha e de Material plástico
Divcnae23	Fabricação de Produtos de Minerais Não Metálicos
Divcnae24	Metalurgia
Divcnae25	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos
Divcnae26	Fabricação de Equipamentos de Informática, produtos eletrônicos e ópticos
Divcnae27	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos
Divcnae28	Fabricação de máquinas e equipamentos
Divcnae29	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias
Divcnae30	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores
Divcnae31	Fabricação de móveis
Divcnae32	Fabricação de produtos diversos
Divcnae33	Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos

Fonte: Elaboração própria

## ANEXO B – ANOVA

A análise de variância realizada pela ANOVA verifica, por meio de um teste F, a hipótese de dois ou mais grupos apresentarem médias estatisticamente iguais para determinada variável. Sua propriedade aditiva possibilita decompor a variabilidade dos dados na variância entre os grupos, que seria a variabilidade do modelo, e em variância dentro dos grupos, representada pela variabilidade dos erros.

Seja  $x_i$  a variável de interesse em que o subscrito “ $i$ ” indica o identificador de família da CBO2002. O cálculo da variância total do modelo é dado por:

$$SQT = \sum (x_i - \bar{x})^2 \quad (C.1)$$

Em que  $SQT$  equivale à “Soma dos quadrados totais. Ao decompor esta variância tem-se:

$$SQT = SQF + SQE \quad (C.2)$$

Nesta igualdade,  $SQF$  é a Soma dos Quadrados dos Fatores e representa a variabilidade entre grupos (*between*). Seu cálculo é feito a partir do desvio das médias estimadas em cada grupo em torno da média geral dos dados. Ou seja:

$$SQF = \sum_{j=1}^p n_j (x_j - \bar{x})^2 \quad (C.3)$$

Já o  $SQE$  é a Soma dos Quadrados dos Erros e representa a variabilidade dentro dos grupos (*whithin*), ou seja, seu cálculo é feito a partir do desvio das observações em torno da média estimada do seu próprio grupo. Ou seja:

$$SQE = \sum_{j=1}^p (x_i - \bar{x}_j)^2 \quad (C.4)$$

Como o objetivo deste estudo é averiguar a homogeneidade dos indivíduos dentro das células de análise (ocupação-firma), o resultado esperado ao realizar esse teste é de a variabilidade ser maior entre os grupos do que dentro deles. Quanto menor a variabilidade dos erros (intra-grupos), maior a capacidade de afirmar que os indivíduos são homogêneos dentro da célula de análise ocupação-firma.

Quadro-resumo dos resultados da ANOVA (Acho que não precisa disso, mas seria interessante ter as fórmulas básicas aqui).

Tabela 9 – Resumo da estrutura dos resultados da ANOVA

<b>Fonte de Variação</b>	<b>Fator de Variação</b>	<b>Graus de Liberdade</b>	<b>Soma Quadrados</b>	<b>Quadrado Médio</b>	<b>Teste F</b>
Entre	Grupos	k-1	SSR	$MSR=SSR/k-1$	MSR/MSE
Intra	Erro	n-k	SSE	$MSE=SSE/n-k$	
Total	Total	n-1	SST		

Fonte: Elaboração própria

## ANEXO C – DEFINIÇÃO DE PAINEL PARA ESTIMAÇÃO

Tabela 10 – Exemplo da definição de painel para a estimação

Firma A	CBO 1 ano 1 CBO 1 ano 2 CBO 2 ano 1 CBO 2 ano 2
(...)	(...)
Firma B	CBO 1 ano 1 CBO 1 ano 2 CBO 2 ano 1 CBO 2 ano 2
(...)	(...)

Fonte: Elaboração própria

## ANEXO D– MATRIZ CORRELAÇÃO

Tabela 11 – Matriz correlação variáveis em nível

	Inw	MS	MS div	MS b	MS va	% Homens	% Brasileiros	% nível escolaridade baixo	% nível escolaridade alto	% <24 anos	Tempo de emprego	(Tempo de emprego)^2
Inw	1											
MS	0.214	1										
MS div	0.132	0.403	1									
MS b	0.215	0.998	0.402	1								
MS va	0.121	0.525	0.228	0.526	1							
% Homens	0.109	0.0250	0.0101	0.0247	0.0148	1						
% Brasileiros	-0.125	-0.0314	-0.0291	-0.0314	-0.0171	-0.0208	1					
% nível escolaridade baixo	-0.246	-0.0602	-0.0351	-0.0606	-0.0340	0.114	0.0300	1				
% nível escolaridade alto	0.550	0.157	0.0964	0.157	0.0876	-0.104	-0.0992	-0.246	1			
% <24 anos	-0.0152	-0.000800	-0.000600	-0.000800	-0.000400	-0.00210	0.000800	0.00440	-0.00500	1		
Tempo de emprego (Tempo de empr)2	0.283	0.113	0.0588	0.113	0.0693	0.0743	-0.0156	0.105	0.0870	-0.00780	1	
	0.230	0.0931	0.0488	0.0930	0.0575	0.0568	-0.0175	0.0804	0.0804	-0.00430	0.903	1

Fonte:

Tabela 12 – Matriz correlação variáveis após eliminação das heterogeneidades não observadas das firmas

	% Homens	%brasileiros	% nível escolaridade de baixo	% nível escolaridade de alto	%<24 anos	Tempo Emprego	Tempo emprego2	MS	MS_div	MS_b	MS_va	lnw
% Homens	1											
%brasileiros	-0.0218	1										
% nível escolaridade baixo	0.106	0.0160	1									
% nível escolaridade alto	-0.145	-0.0729	-0.217	1								
%<24 anos	-0.00200	0.000500	0.00460	-0.00480	1							
Tempo Emprego	0.0482	-0.00150	0.112	0.00490	-0.00890	1						
Tempo emprego2	0.0340	-0.00670	0.0817	0.0183	-0.00440	0.887	1					
MS	0.000800	0.00100	-0.000200	-0.00100	0.000100	-0.00530	-0.00360	1				
MS_div	0.000500	0.00500	0.000300	-0.00100	0.000100	-0.00370	-0.00210	0.234	1			
MS_b	0.000800	0.00100	-0.000200	-0.000800	0.000100	-0.00530	-0.00350	0.996	0.231	1		
MS_va	-0.000100	0.000500	-0.000100	0.000300	0.000100	-0.00150	-0.000800	0.233	0.0568	0.237	1	
lnw	0.0555	-0.0293	0.0142	0.0585	-0.0150	0.112	0.0823	0.00100	0.000900	0.00100	0.000500	1