

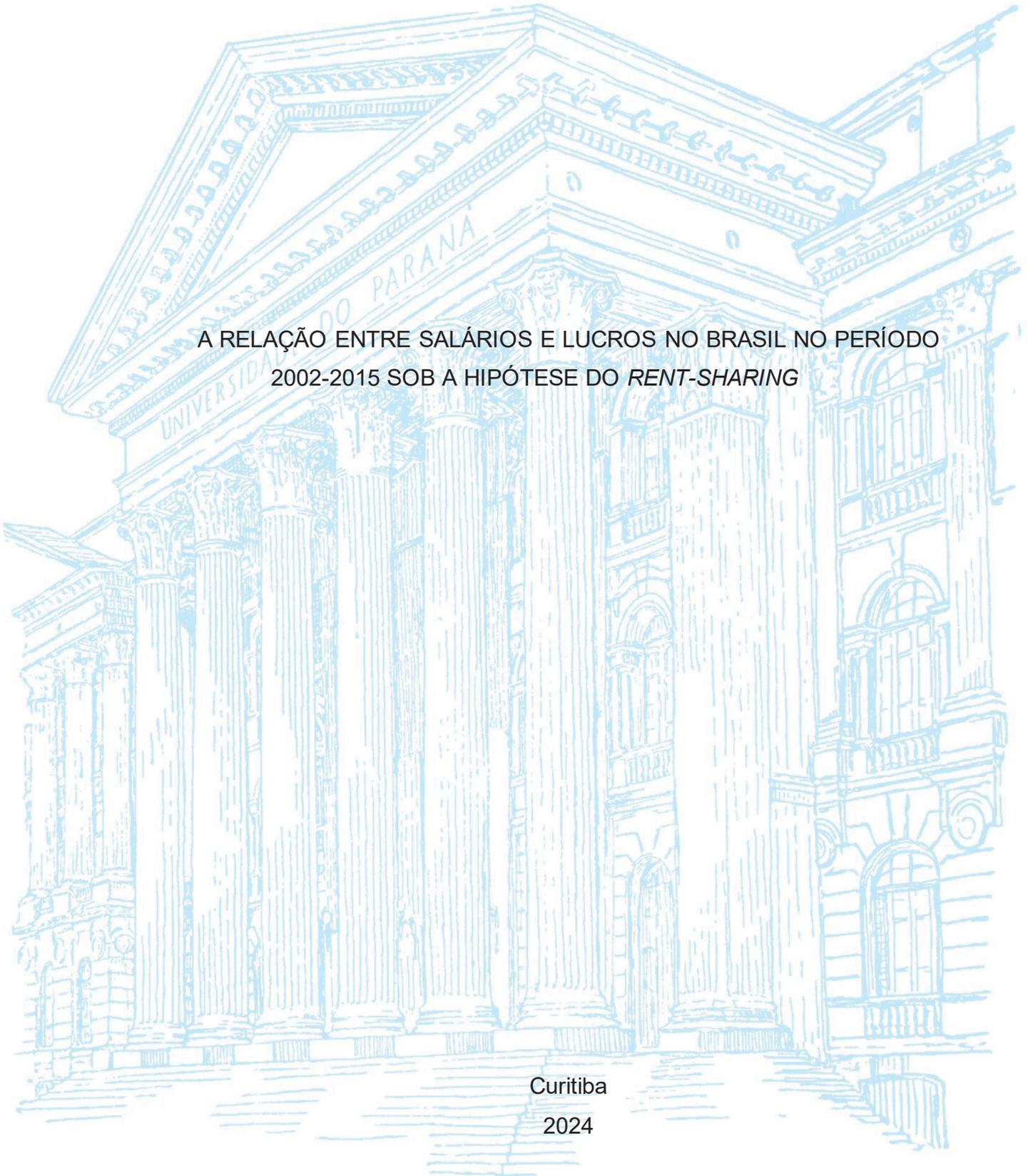
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

LUIZ FERNANDO ROTELLI JUNIOR

A RELAÇÃO ENTRE SALÁRIOS E LUCROS NO BRASIL NO PERÍODO  
2002-2015 SOB A HIPÓTESE DO *RENT-SHARING*

Curitiba

2024



LUIZ FERNANDO ROTELLI JUNIOR

A RELAÇÃO ENTRE SALÁRIOS E LUCROS NO BRASIL NO PERÍODO 2002-2015  
SOB A HIPÓTSE DO *RENT-SHARING*

Dissertação apresentada ao curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito à obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico

Orientadora: Profa. Dra. Kênia Barreiro de Souza  
Coorientador: Prof. Dr. Hugo Carcanholo Iasco Pereira

CURITIBA

2024

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ  
SISTEMA DE BIBLIOTECAS – BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS

Rotelli Junior, Luiz Fernando

A relação entre salários e lucros no Brasil no período 2002-2015 sob a hipótese do Rent-Sharing / Luiz Fernando Rotelli Junior. – 2024.

1 recurso on-line: PDF.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.

Orientadora: Kênia Berreiro de Souza.

Coorientador: Hugo Carcanholo Iasco Pereira.

1. Desenvolvimento Econômico. 2. Salários. 3. Lucros. I. Souza, Kênia Berreiro de. II. Pereira, Hugo Carcanholo Iasco de Souza. III. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. IV. Título.

Bibliotecário Eduardo Silveira – CRB – 9/1921

## TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **LUIZ FERNANDO ROTELLI JUNIOR** intitulada: **A RELAÇÃO ENTRE SALÁRIOS E LUCROS NO BRASIL NO PERÍODO 2002-2015 SOB A HIPÓTSE DO RENT-SHARING**, que após terem inquirido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua **APROVAÇÃO** no rito de defesa.

A outorga do título de mestre está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 28 de Fevereiro de 2024.

Assinatura Eletrônica

28/02/2024 17:05:12.0

**KÊNIA BARREIRO DE SOUZA**

Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica

01/03/2024 17:19:20.0

**RICARDO DA SILVA FREGUGLIA**

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA)

Assinatura Eletrônica

01/03/2024 16:08:00.0

**CLARA ZANON BRENCK**

Avaliador Externo (UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO)

*“Economics is everywhere.”*

*(Jean Tirole)*

*“... enquanto a problematizadora parte  
exatamente do caráter histórico e da  
historicidade dos homens. Por isto mesmo é  
que os reconhece como seres que estão  
sendo, como seres inacabados, inconclusos  
em e com uma realidade de que, sendo  
histórica também, é igualmente inacabada.”*

*(Paulo Freire)*

*“Cabeça fria, coração quente.”*

*(Abel Ferreira)*

## AGRADECIMENTOS

*Aos meus pais, Milena e Luiz, minha irmã, Mayara, e minha namorada, Rebeca, por todo apoio e amor nessa trajetória do mestrado. Além dos meus outros familiares da família Rotelli e da família Takaki, em especial a minha vó Tereza, in memoriam.*

*Aos meus amigos, tanto de Curitiba-PR, quanto de Itaipó-SP, pela amizade.*

*A minha orientadora Kênia Barreiro de Souza e ao meu coorientador Hugo Carcanholo lasco Pereira, por toda atenção, motivação, entendimento e capacidade, que foram essenciais para a conclusão deste trabalho.*

*Ao setor de Economia da UFPR e seu corpo docente pela minha formação acadêmica. Sempre é uma honra estudar nessa instituição.*

*A CNPQ pela bolsa de mestrado, pela resistência de 4 anos de desgoverno daquele que não deve ser nomeado, e pela melhora da quantidade e do valor feita no governo de Luiz Inácio Lula da Silva (faz o L!).*

*Ao meu time, Sociedade Esportiva Palmeiras, por tantos títulos conquistados, tornando-se cada vez maior no Brasil e no mundo. E ao Lionel Messi, que ganhou a tão sonhada Copa do Mundo, tornando-se o melhor de todos os tempos.*

*Muito obrigado a todos!*

## RESUMO

Os salários individuais são largamente analisados pela literatura, assim como seus determinantes, que incluem fatores como as características do trabalhador, da ocupação, do setor de atividade, entre outros. Em mercados nos quais os trabalhadores possuem poder de barganha, a capacidade de negociação por melhorias salariais não só afeta diretamente os salários individuais, como também, possui reflexos sobre a composição entre as remunerações do capital e do trabalho, podendo levar a extração de renda pelos trabalhadores, ou *rent-sharing*. O objetivo do presente trabalho é verificar se há evidências da influência do *rent-sharing* sobre a composição setorial das remunerações do capital e do trabalho no Brasil entre 2002 e 2015. O estudo avança em relação a literatura existente ao considerar uma base de dados ao nível individual-setorial, combinando dados da PNAD e do Sistema de Contas Nacionais, reunindo um grande número de características individuais distribuídas em 36 setores. Os principais resultados mostram que no nível agregado não há evidências de *rent-sharing* na economia brasileira para o período analisado com e sem controle de endogeneidade. Não obstante, quando considerado apenas o setor de serviços e apenas trabalhadores homens, há indicativos de apropriação de lucros.

Palavras-chave: *Rent-sharing*. Lucros. Salários. Equação Minceriana. Painel de Dados.

## ABSTRACT

Individual wages are widely analyzed in the literature, as well as their determinants, which include factors such as the characteristics of the worker, occupation, sector of activity, among others. In markets where workers have bargaining power, the ability to negotiate for wage improvements not only directly affects individual wages, but also has repercussions on the composition of the remuneration of capital and labor, which can lead to rent-sharing. The objective of this study is to verify whether there is evidence of the influence of rent-sharing on the sectoral composition of capital and labor remuneration in Brazil between 2002 and 2015. The study advances in relation to the existing literature by considering a database at the individual-sectoral level, combining data from the PNAD and the System of National Accounts, bringing together a large number of individual characteristics distributed in 36 sectors. The main results show that, at the aggregate level, there is no evidence of rent-sharing in the Brazilian economy for the period analyzed, with and without endogeneity control. However, when considering only the service sector and only male workers, there are indications of profit appropriation.

Keywords: *Rent-sharing*. Profits. Salary. Mincerian Equation. Panel Data.

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1: <i>Rent-sharing</i> na literatura internacional e nacional com diferentes modelos econométricos e diferentes resultados.....	36
Quadro 2: Setores correspondentes a PNAD e ao Sistema de Contas Nacionais com os setores criado por este trabalho.....	57
Quadro 3: Agregação setorial.....	65

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Evolução do Insalario e Inrsobren médios por ano no período 2002-2015...	41
Tabela 2: Distribuição das variáveis Sexo, Raça, Idade e Anos de Estudo na base de dados.....	42
Tabela 3: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente Insalario.....	44
Tabela 4: Resultados para o painel de Efeitos Fixos com variáveis instrumentais.....	46
Tabela 5: Resultados para o painel de Efeitos Fixos para apenas Homens e para apenas Mulheres.....	47
Tabela 6: Resultados para o painel de Efeitos Fixos para setores.....	49
Tabela 7: Resultados com dados com apenas indivíduos sindicalizados e com apenas indivíduos formais.....	50
Tabela 8: Resultados da Equação Minceriana.....	59
Tabela 9: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente modelo0.....	61
Tabela 10: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente modelo1.....	62
Tabela 11: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente modelo2.....	63
Tabela 12: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente modelo3.....	64

## SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO .....	12
2.	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....	16
2.1	A HIPÓTESE DE RENT-SHARING NA TEORIA ECONÔMICA .....	16
2.2	LITERATURA EMPÍRICA.....	26
3.	METODOLOGIA.....	37
3.1	DADOS.....	37
3.2	ESPECIFICAÇÃO DO MODELO .....	38
4.	RESULTADOS .....	41
4.1.	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	41
4.2.	PAINEL DE DADOS .....	42
4.3.	HETEROGENEIDADE .....	45
5.	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	51
	REFERÊNCIAS.....	52

## 1. INTRODUÇÃO

É possível que exista um compartilhamento do aumento dos lucros de uma empresa que resulte em aumento dos salários dos trabalhadores? Essa é uma das perguntas que as ciências econômicas veem querendo descobrir. A teoria neoclássica não considera o lucro como fator determinante para os salários. Considera o mercado de trabalho operando em um equilíbrio competitivo entre a oferta e a demanda com as pessoas maximizando utilidade e as empresas maximizando lucro. Sozinha, essa teoria não foi capaz de explicar as diferenças salariais entre trabalhadores homogêneos encontrada empiricamente. Essa desigualdade pode ser explicada por diversos fatores, como: os diferentes julgamentos dos empregadores na determinação do valor do trabalho (Lester, 1946), a habilidade das firmas em pagar salário (Slichter, 1950), o poder de monopólio, a intensidade de capital e os lucros (Krueger e Summers, 1986), o salário eficiência (Katz, 1986), a rotatividade da mão de obra (modelo *insider-outsider*) (Lindbeck e Snower, 1987a, 1987b, 1988), aos sindicatos (Dickens, 1986), a imigração e a educação (Goldin e Katz, 2009), as habilidades, as tarefas individuais e as mudanças tecnológicas (Acemoglu e Autor, 2011).

Esses achados empíricos suscitaram o surgimento de novas teorias microeconômicas sobre fatores endógenos que poderiam influenciar nesse mercado, como lucro das firmas (Blanchflower, Oswald e Sanfey, 1996; Goos e Konings, 2001), poder de barganha (Rose, 1987; Blanchflower e Bryson, 2003), e, características individuais, das empresas e dos setores produtivos (Rusinek e Rycx, 2013; Bell, Bukowski, e Machin, 2019; Fukao, Perugini e Pompei, 2022; Acemoglu, He e Le Maire, 2022).

Entre os fatores endógenos à determinação dos salários, a abordagem do *rent-sharing*, teorizada por Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996) visa explicar uma relação positiva entre salários dos trabalhadores e lucro das empresas, destacando a influência do poder de barganha dos trabalhadores na extração de renda das empresas. Esse parâmetro, o *rent-sharing*, mede a sensibilidade dos salários com relação ao valor adicionado por trabalhador e pode atingir diferentes valores quando se leva em consideração características do mercado de trabalho, como sindicalização, trabalhadores informais e níveis tecnológicos (FUKAO et al., 2022).

A literatura internacional sobre *rent-sharing* é bastante ampla com vários países sendo estudados, como Reino Unido e Estados Unidos (Bell, Bukowski e Machin,

2019), Dinamarca (Bagger, Christensen e Mortensen, 2014), Portugal (Martins, 2009), Itália (Card, Devicienti e Maida, 2014), e Bélgica (Goos e Konings, 2001). Além de análises comparativas entre países, como em Cette, Lopez e Mairesse (2018), e, Askenazy, Cette e Maarek (2012).

Do ponto de vista metodológico, há diferentes abordagens de aplicações com o método Variáveis Instrumentais (VI) (Estevao e Tevlin, 2003), Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Método dos Momentos Generalizados (MMG) (Guertzgen, 2010). A escolha entre essas metodologias, por sua vez, está diretamente relacionada ao tipo de dado utilizado ao nível da firma-trabalhador (Margolis e Salvanes, 2001; Van Reenen, 1996), da indústria (Blanchflower et al., 1996; Estevao e Tevlin, 1994; Fukao et al., 2022), e de contratos de sindicatos (Christofides e Oswald, 1992; Curri e McCoonell, 1992).

Ademais, há diferentes perspectivas sobre variáveis que possam afetar o *rent-sharing*, como o nível de qualificação do CEO (Acemoglu, He e Le Maire, 2022), emprego não formal e dessindicalização (Fukao et al., 2022), distribuição de salários (Matano e Naticchioni, 2017), firmas multinacionais (Budd, Konings e Slaughter, 2005), educação, sexo, experiência, tempo de serviço e poder de barganha local (Arai e Heyman, 2009), competição de importação (Nesta e Schiavo, 2018), barreiras comerciais e fronteiras geográficas (Budd e Slaughter, 2004), informação assimétrica (Card, Cardoso, Heining e Kline, 2018), e separação do poder de barganha ao nível do setor, da firma e do trabalhador (Gürtzgen, 2009).

Para o Brasil, os estudos encontrados se basearam nos dados da RAIS (Relatório Anual de Informações Sociais) e da PIA (Pesquisa Industrial Anual), a partir dos quais buscou-se corroborar a existência de *rent-sharing* no país com ênfase no mercado formal de trabalho brasileiro. Por exemplo, Martins e Esteves (2006) analisam a indústria extrativa e de transformação por meio do modelo de dados *cross-section* e do método de Métodos dos Momentos Generalizados. Por sua vez, Decarli (2016) utilizou painel dinâmico, enquanto Assis, Corseuil, Freguglia (2019) focam na análise da desigualdade salarial intrafirma. Os resultados obtidos para o Brasil apresentaram a existência de *rent-sharing* na maioria da literatura pesquisada, em que valor adicionado, as margens de lucro, a tecnologia e o nível de ocupação foram determinantes para a diferença de salários.

Independente do foco da análise, a estimação do parâmetro de *rent-sharing* da economia permite averiguar a capacidade dos trabalhadores de se apropriarem dos

aumentos do lucro da economia, afetando diretamente a composição dos rendimentos de capital e trabalho. No entanto, ao focar a análise apenas na indústria de transformação, deixa-se de levar em consideração grande parte da população, que se concentra principalmente no setor de serviços. Este setor, ao longo dos anos, tornou-se cada vez mais importante na composição do PIB e do emprego no Brasil (Arbache, 2015). Segundo os dados mais recentes das Contas Nacionais, em 2021, a participação do setor de serviços no Valor Adicionado Bruto brasileiro era de 66,49%, enquanto a participação no total de ocupações foi de 67,82%.

Dessa forma, a partir de uma base teórica e empírica, o objetivo central da dissertação é verificar a existência do *rent-sharing* na economia brasileira ao nível setorial, levando em consideração a economia como um todo. Ou seja, este trabalho buscará utilizar o conceito de *rent-sharing* para analisar a capacidade de extração dos rendimentos do capital por parte dos trabalhadores no país ao nível agregado.

Para comprimir o objetivo, a partir da estimação de uma equação minceriana (MINCER, 1974) com os dados anuais da PNAD será possível estimar a parcela dos salários individuais explicadas por características observáveis do indivíduo, de sua ocupação, setor e de cada período, separando-a da parcela não explicável. Essas estimações serão utilizadas juntamente com outras características setoriais (como nível de sindicalização, participação de trabalho informal, entre outras) e da composição de capital e trabalho no valor adicionado (proveniente das contas nacionais), para compor um painel de dados setoriais ao longo do período analisado.

Dessa maneira, o trabalho contribui para a literatura do *rent-sharing* estudando o fenômeno durante o período 2002-2015 a partir de uma combinação de dados individuais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) com dados setoriais das Contas Nacionais, referentes a composição de renda do trabalho e de renda do capital. Na literatura pesquisada, trata-se no primeiro trabalho para o Brasil a analisar a questão ao nível individual-setorial, integrando as duas bases de dados.

Ademais, o trabalho contribui ao observar os resultados devido ao período escolhido, quando o Brasil passou por um crescimento econômico significativo na década dos anos 2000, marcado por políticas econômicas sociais que afetaram a base da distribuição de renda e que transformaram o mercado de trabalho brasileiro, com aumento do emprego, da formalidade e do salário-mínimo. Por outro lado, o país foi influenciado pelas crises da Turquia e da Argentina no início do século XXI e quando sofreu com a crise nacional de 2014-2016.

O presente escrito está estruturado da seguinte maneira, além dessa introdução: A segunda parte descreve a revisão de literatura com diferentes maneiras de abordar o tema *rent-sharing*. Na terceira parte, está a metodologia proposta, como também os dados utilizados. E na última parte, estão as estatísticas descritivas e os resultados.

## 2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A revisão de literatura acerca do *rent-sharing* está dividida em duas partes. Na primeira, serão abordados os modelos teóricos que partem da contradição empírica gerada pela determinação dos salários no modelo neoclássicos, para possíveis explicações para a heterogeneidade de salários observada. Na segunda parte, serão apresentados os testes empíricos para diversos países e fontes de dados distintas, quando à hipótese de existência do *rent-sharing*.

### 2.1 A HIPÓTESE DE RENT-SHARING NA TEORIA ECONÔMICA

Segundo a teoria neoclássica de Clark, de Hicks e de Marshall, os salários seriam definidos por meio do equilíbrio entre a oferta e a demanda por trabalho em um mercado de competição perfeita e com base no princípio marginalista (Seabra, 1989). A oferta de trabalho, derivada do comportamento individual do trabalhador, é determinada pela maximização da utilidade do lazer e do salário recebido frente a desutilidade de trabalhar. Assim, quando a utilidade marginal for maior que a desutilidade marginal, haverá pessoas procurando emprego. Por outro lado, a demanda por trabalho é determinada pela maximização de lucro das firmas. Elas irão contratar mão de obra até que a receita do produto marginal do trabalho seja igual ao custo marginal do emprego de mais um trabalhador, ou seja, a taxa de salário nominal ou produto líquido do trabalho. Portanto, nessa teoria, a dinâmica dos salários e do emprego é um resultado da agregação das decisões independentes dos agentes econômicos, trabalhador e firma, no mercado de trabalho, determinando assim uma taxa de salário de equilíbrio e uma efetiva quantidade de mão de obra para obter-se o pleno emprego (Campos, 1991).

Porém, os estudos empíricos mostram que a relação entre oferta e demanda de trabalho neoclássica não é capaz de explicar totalmente o salário, sendo Slichter (1950) um dos primeiros estudos a apontar essa questão. Para o autor, o mais importante para determinar a distinção entre remunerações na indústria de manufaturados dos Estados Unidos seria a política gerencial da empresa, isto é, a habilidade dela de pagar salários e não somente uma igualdade entre receita e custo marginais.

Por sua vez, Oswald e Blanchflower (1987) e Blanchflower, Oswald e Garrett (1989) mostraram, por meio de uma pesquisa com empregadores e um trabalho empírico, na devida ordem, que as influências internas (lucratividade, produtividade e posição oligopolista) e as externas (desemprego, estrutura externa de pagamento e custo de vida) são determinantes no nível das remunerações, corroborando as teorias dos salários *insiders-outsiders* e do poder de barganha, e descartando a teoria clássica da competição.

A teoria dos salários *insiders-outsiders*, desenvolvida por Lindbeck e Snower (1987a, 1987b, 1988), considera determinante a ação dos trabalhadores no nível de custos associados à rotatividade de mão de obra de uma firma maximizadora de lucros, como custos de empregar e demitir e de queda de produtividade. Isso se deve aos trabalhadores *insiders*, aqueles já inseridos no processo produtivo, possuírem maior poder de barganha para determinar o nível de emprego das firmas e seu próprio salário, inviabilizando a substituição por trabalhadores *outsiders* e criando o desemprego involuntário em razão da rigidez nos salários imposta pelos *insiders* em contraposição a flexibilidade dos salários dos *outsiders*.

De acordo com Horn (2008), a teoria do poder de barganha dos agentes foi definida por Chamberlain e Kuhn (1965, p. 170) como sendo “a capacidade de assegurar um acordo com outro agente nos seus próprios termos”. Esse poder é definido basicamente entre os custos monetários e não monetários de concordar ou discordar do outro agente, sendo esses custos de origem contextuais internas (condições econômicas, influência do governo, opinião pública) e externas (reivindicações, estratégias de sindicatos ou das empresas).

Outras teorias também nasceram para explicarem as diferenças de salário não explicadas por características produtivas (Martins e Esteves, 2006), sendo elas: (1) características não observáveis dos trabalhadores; (2) Salário Eficiência; e (3) *Rent-sharing* (divisão de rendas/lucros), que será foco neste trabalho.

A teoria das características não observáveis dos trabalhadores interpreta que a diferença de salários entre trabalhadores de características observáveis em um mercado de trabalho competitivo reside na diferença de habilidades produtiva dessa mão de obra que não são capturadas pelos dados individuais, segundo Gibbons e Katz (1992). Assim, indivíduos mais habilidosos obtêm maiores salários do que os menos habilidosos (Jackubson, 1991). Nesse sentido, todo o diferencial de salários

ainda é explicado por fatores relacionados diretamente à produtividade do trabalho, ainda que não observados diretamente.

Para a teoria de Salário Eficiência, de acordo com Katz (1986) e Carneiro (1997), ao se pagar um salário de eficiência ao trabalhador acima de seu salário reserva<sup>1</sup>, mantendo-o assim livre de preocupações, como o risco de demissão ou de redução de salário, a firma minimiza os custos de rotatividade da mão de obra, conseguindo lucros e produtividades maiores ao incentivar o trabalhador a despender um maior esforço na produção. Com isso, a firma consegue maior lealdade de seus funcionários, incentivando-os a “suar mais a camisa”, menor perda de funcionários com altas habilidades, evitando a seleção adversa, e, reduz o problema do monitoramento perfeito sobre as atividades do trabalhador, diminuindo o risco moral<sup>2</sup> ao aumentar o risco do trabalhador em perder aquele emprego. Diferente da teoria *insiders-outsiders*, esta teoria não é o trabalhador que possui fator determinante, e sim, a empresa ao determinar um salário efetivo maior do que o salário de equilíbrio do mercado para manipular seus custos, segmentando e criando desemprego involuntário no mercado de trabalho, pois não há incentivos para a firma rebaixar os salários reais, já que isso resultaria em perda de produtividade do trabalho.

A teoria *rent-sharing* explica que não apenas as qualidades individuais dos funcionários determinam suas remunerações, mas também seu poder de barganha. A divisão de renda entre empregados e empregadores seria um equilíbrio de Nash, no qual os primeiros maximizam sua remuneração mediante a negociação de seus sindicatos com as empresas, as quais procuram maximizar seus lucros (Blanchflower et al., 1996).

Dessa maneira, há três maneiras teóricas de se pensar sobre a conexão positiva entre os salários e os lucros, segundo Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996). A primeira é o poder de barganha, na qual os rendimentos seriam divididos entre as firmas e os empregados. A segunda, dado um choque de demanda e uma curva de oferta de trabalho de inclinação positiva, o lucro afetaria positivamente o salário no curto prazo. E a terceira maneira é sobre o modelo de contrato de trabalho com

---

<sup>1</sup> Um salário limiar no qual o trabalhador aceita ou não a se colocar em determinado emprego (Monte, Ramalho, Pereira, 2011),

<sup>2</sup> Risco Moral é uma situação de assimetria de informação em que um indivíduo tende a agir de modo desonesto ou indesejado porque não irá arcar com todos os custos de suas ações (Varian, 2006).

simetria de informação, no qual tanto os trabalhadores, quanto os empregadores são avessos ao risco, as duas partes compartilham rendas nos bons e nos maus momentos, resultando em uma influência positiva dos lucros sobre as remunerações.

O primeiro modelo teórico, proposto por Blanchflower et al. (1996), que será utilizado como base nesse trabalho, é um modelo de poder de barganha com a divisão das rendas existentes entre empregados e empregadores, em que o salário é determinado em um Equilíbrio de Nash. O trabalhador maximiza sua utilidade da seguinte maneira:

$$\text{Máx } \phi \log\{[u(w) - u(\bar{w})]n\} + (1 - \phi) \log \pi \quad (1)$$

Em que,  $\phi$  é o poder de barganha dos trabalhadores;  $u(w)$  é a utilidade do trabalhador com o salário  $w$ ;  $\bar{w}$  é o salário disponível para um trabalho temporário caso o trabalhador abra mão do atual emprego;  $n$  é o nível de emprego; e  $\pi$  é lucro. Sendo o lucro como uma função côncava da receita:

$$f(n) - wn \quad (2)$$

Definindo as condições de primeira ordem, substituindo (2) em (1), e rearranjando os termos, temos a seguinte equação de salário de equilíbrio:

$$w \cong \bar{w} + \left( \frac{\phi}{1 - \phi} \right) \frac{\pi}{n} \quad (3)$$

A equação (3) nos explica que a remuneração de equilíbrio é determinada pelo salário disponível para um trabalho alternativo, o poder de barganha relativo e o lucro por trabalhador, respectivamente.

O salário sem poder de barganha,  $\bar{w}$ , é determinado por meio da função  $c(w^0, b, U)$ , em que  $w^0$  é o salário efetivo em outros setores da economia,  $b$  é o nível de renda de um trabalhador desempregado, e,  $U$  é a taxa de desemprego dos trabalhadores do tipo empregado pela firma, em que esta taxa determina a probabilidade de o trabalhador receber  $w^0$  ou  $b$ . Assim, temos:

$$w \cong c(w^0, b, U) + \left( \frac{\phi}{1-\phi} \right) \frac{\pi}{n} \quad (4)$$

A Equação (4) mostra que uma parcela dos salários é idêntica para todos os trabalhadores do mesmo tipo,  $\bar{w}$ , derivado da função  $c(w^0, b, U)$ . A outra parcela dos salários depende do poder de barganha do trabalhador e do lucro da firma,  $\left( \frac{\phi}{1-\phi} \right) \frac{\pi}{n}$ .

O segundo modelo teórico é um modelo de choque de demanda com uma oferta de trabalho com inclinação positiva e com elasticidade da demanda por trabalho menor do que um, como condições para a relação positiva entre salários e lucros. Nesse caso, Blanchflower et al. (1996) definem a maximização de lucro da empresa como:

$$\pi(\mu, w): \max[\mu f(n) - wn] \quad (5)$$

Em que o nível de emprego,  $n$ , é escolhido para maximizar a diferença entre receitas e custos de mão de obra,  $f(n)$  é uma função côncava de produção,  $\mu$  é um choque de demanda, e  $w$  é o salário.

A curva de demanda por trabalho é definida pela derivada da maximização da função de lucro em relação aos salários e, a função de oferta de trabalho  $l(w)$ , que é dada, possui inclinação positiva no curto-prazo e é horizontal no longo-prazo. Isso captura a noção de competição, principalmente no curto-prazo, no qual atritos causam uma elevação de preço das remunerações em razão dos choques de demanda.

O equilíbrio de mercado é o seguinte:

$$-\pi_w(\mu, w) = l(w) \quad (6)$$

O lado esquerdo da equação é a demanda por trabalho e o lado direito é a oferta de trabalho.

O diferencial da equação (6) é dado por:

$$\frac{dw}{d\mu} = -\frac{\pi_{w\mu}}{l'(w) + \pi_{ww}} \geq 0 \quad (7)$$

No qual demonstra que as remunerações aumentam devido a um choque de demanda.

Como a função de lucro homogênea de grau um e com seu diferencial em relação aos salários sendo negativo, tem-se a derivada do lucro em função do salário da equação (5) da seguinte maneira, com as substituições necessárias:

$$\frac{d\pi}{dw} = \pi_{\mu} \frac{d\mu}{dw} + \pi_w \quad (8)$$

O lado direito da equação (8) é não negativo. Isto é estritamente positivo se ou com  $\pi > 0$  ou com uma oferta de trabalho estritamente positiva. Assim, a equação (8) mostra que as remunerações e os lucros são positivamente relacionados.

Por fim, com uma generalização dos modelos de contrato de trabalho ótimo de Baily (1974) e Azariadis (1975), a última teoria de Blanchflower et al. (1996) afirma que as firmas e os trabalhadores, ambos avessos ao risco, assumem um contrato, no qual as remunerações são definidas para fornecer um seguro eficiente contra os choques de demanda aleatórios. O problema de maximização do modelo de contrato de trabalho é o seguinte:

$$\text{Max} \int v(\pi)g(\mu)d\mu$$

$$\text{s. a:} \int [nu(w) + (1 - n)u(b)]g(\mu)d\mu \geq \bar{u} \quad (9)$$

$$\pi \equiv \mu f(n) - wn$$

A solução é uma função de salários  $w(\mu)$  definida pelo choque de demanda, seguindo as seguintes suposições. Primeiro, a utilidade da firma depende dos lucros e é representada pela função côncava  $v(\pi)$ . Segundo, o trabalhador recebe utilidade  $u(w)$  quando empregado, com probabilidade  $n$ , e  $u(b)$  quando desempregado, com probabilidade de  $n - 1$ . Os choques de demanda seguem uma função densidade de probabilidade  $g(\mu)$ . Com as condições de primeira ordem, o rearranjo dos termos e, assumindo  $r$  como a aversão relativa aos riscos dos trabalhadores e  $\Omega$  como a aversão relativa ao risco da firma, tem-se a seguinte equação:

$$\frac{dw}{d\pi} \frac{\pi}{w} = \frac{\Omega}{r} \quad (10)$$

Em palavras, a elasticidade entre salários e lucros será igual à relação entre a aversão relativa ao risco da firma e dos trabalhadores. Assim, essa elasticidade será positiva se ambos são avessos ao risco, será indefinida se os trabalhadores são neutros ao risco e será zero se apenas as firmas são neutras ao risco, segundo Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996).

Buscando aplicar a ideia de *rent-sharing*, Estevao e Tevlin (2003) partem da seguinte equação:

$$W = \gamma \frac{R}{N} + Z + \eta \quad (11)$$

Em que  $W$  é o salário real por trabalhador;  $R/N$  é o lucro real por trabalhador;  $Z$  é uma medida de um alternativo salário que o trabalhador pode receber em qualquer lugar;  $\eta$  representa relevantes variáveis omitidas; e  $\gamma$  é o parâmetro *rent-sharing*.

Segundo os autores, a equação (11) pode ser mais ou menos problemática dependendo dos dados. Lucros econômicos, que levam em conta depreciação e o custo de aluguel do capital, são as melhores medidas, embora lucros contábeis sejam mais utilizados na literatura. Mesmo assim, o cálculo das duas definições de lucros acima, subtraindo valor adicionado por conta de salários, leva a um viés para baixo do parâmetro  $\gamma$  porque os salários ( $W$ ) aparece nos dois lados da equação, gerando mensurações errôneas e estimações inconsistentes de  $\gamma$ . Assim, Estevao e Tevlin (2003) utilizaram o valor adicionado para mensurar lucros da indústria, apesar desse valor podendo ser endógeno em razão da relação entre salários e emprego ou sendo um *proxy* para firmas e empregados barganhar. Em seguida, serão apresentados dois modelos de barganha que superam esse problema de endogeneidade e apresentam condições para a identificação do parâmetro *rent-sharing*.

O primeiro modelo é o modelo de *Efficient bargaining*, em que trabalhadores e firmas barganham sobre salários e empregos para maximizar seus excedentes conjuntos em suas atividades econômicas. Se eles não conseguem alcançar um acordo, cada um deles recebem uma “renda reserva”, “salário reserva” ou lucro em um contexto de greve. A maximização da expectativa utilidade excedente do trabalhador é derivada da sua renda, sendo a expectativa de utilidade menos um ponto

de ameaça definida pelo “salário reserva”. A firma maximiza seu lucro, sendo o lucro num contexto de greve é igual a lucro zero. O poder de barganha do trabalhador vem de sua habilidade de agir e é representado pelo parâmetro  $\mu$  (Esteveao e Tevlin, 2003).

O processo de barganha de Nash é resumido pela maximização de equação abaixo:

$$\Omega = \Phi^\mu \Pi^{1-\mu} \quad (12)$$

Em que  $\Pi$  é o nível de lucro da firma.  $\Phi$  é a expectativa de utilidade excedente de um trabalhador representativo, definida como:

$$\Phi = N[v(W) - v(Z)] \quad (13)$$

Em que  $W$  é o salário real;  $N$  é o nível de emprego contratado pela firma;  $Z$  é o salário alternativo; e  $v(Z)$  mensura a utilidade derivada de um indivíduo com renda  $Z$ . A equação (13) assume que o salário alternativo recebido por um trabalhador demitido é o mesmo para o salário reserva em caso de um desacordo.  $N$  é a probabilidade de estar empregado, dado a unidade escolhida. O salário alternativo,  $Z$ , é uma função das características do trabalhador (capital humano) e do estado da economia, como a taxa de desemprego e os benefícios para os desempregados.

A equação de lucro é a seguinte:

$$\Pi = Af(N) - WN \quad (14)$$

Em que  $A$  é um parâmetro de mudança de receita. Esse parâmetro, em geral, é em função da produção tecnológica e da demanda pelo produto final.  $Af(N)$  é a função de valor adicionado em função apenas do trabalho contratado.  $Af(N)$  é o tamanho da renda que é dividido entre empregadores e empregados. Resumindo, após a produção ocorrer e os fornecedores intermediários serem pagos, o empregador, dono do capital, barganha com um empregado representativo, dono do trabalho, para determinar como o valor adicionado será dividido entre eles (Esteveao e Tevlin, 2003).

Sendo as condições de primeira ordem derivadas da equação (12) em relação a  $W$  e  $N$  é:

$$\mu \frac{Af(N)}{N} = (1 - \mu) \frac{v(W) - v(Z)}{v'(W)} + \mu W \quad (15)$$

$$W = \mu \frac{Af(N)}{N} + (1 - \mu)Af'(N) \quad (16)$$

Linearizando  $v(Z)$  em torno de  $W$ , omitindo outros termos, e reescrevendo as equações acima, tem-se:

$$W = \mu \frac{Af(N)}{N} + (1 - \mu)Z \quad (17)$$

$$Af'(N) = Z \quad (18)$$

Assim, os salários são definidos pela produtividade média do trabalho,  $\frac{Af(N)}{N}$ , e pelo salário alternativo de mercado,  $Z$ . Quanto maior o poder de barganha dos trabalhadores,  $\mu$ , maiores serão os salários. Por exemplo, quando  $\mu = 1$ , os trabalhadores extraem todo o lucro e as firmas ganham zero. Nesse modelo, as firmas contratam trabalhadores até a produtividade marginal do trabalho,  $Af'(N)$ , ser igual ao salário que um desempregado receberia,  $Z$ . Assim, o nível de emprego não depende do salário contratado, implicando que as mudanças dos salários não afetam o valor adicionado por trabalhador. Então, a equação pode ser usada consistentemente para MQO. Entretanto, empiricamente, pode ser difícil mensurar acuradamente as condições financeiras que um trabalhador se preocupa. Segundo Esteveo e Tevlin (2003), os erros mensurados podem ser parte da razão que exemplifica as estimativas de pequenos valores para os parâmetros do *rent-sharing*. Felizmente, variáveis instrumentais que são correlacionadas com lucros das firmas, mas não correlacionadas com erros de medida, podem ajudar a descobrir um consistente estimador de  $\gamma$  (*rent-sharing*). Assim, constitui-se o segundo modelo de *right-to-manage*, em que os trabalhadores possuem poder de influenciar o nível de emprego por meio do nível de salários, sendo dessa maneira, mais realista do que o modelo anterior.

A função de barganha de Nash para ser maximizada é:

$$\Omega = \{N(W)[v(W) - v(Z)]\}^\mu \Pi^{1-\mu} \quad (19)$$

Em (19),  $N(W)$  representa o número ótimo de trabalhadores que o empregador irá contratar dado o nível de salário barganhado. Essa função é obtida da solução do problema de maximização da firma:

$$Af'(N) = W \quad (20)$$

Diferenciando (19) com respeito a  $W$ , usando (20), e linearizando  $v(Z)$  em torno de  $W$ , é dado:

$$W = \gamma \frac{Af(N)}{N} + (1 - \gamma)Z \quad (21)$$

$$\gamma = \gamma(\mu, \epsilon_{fN}, \epsilon_{WN}) \quad (22)$$

$$\gamma = \frac{\mu}{1 - \mu \epsilon_{NW}(1 - \epsilon_{fN})} \Big/ \epsilon_{fN} \quad (23)$$

De acordo com (20), as firmas contratam trabalhadores até o produto marginal igual ao salário contratado,  $W$ , ao invés do salário alternativo,  $Z$ . Assim, as firmas levam em conta as mudanças no nível salarial para definir o nível de emprego,  $N$ . O parâmetro  $A$ , mudanças exógenas na receita da firma, o qual não varia com o nível de emprego, irá ajudar identificar o parâmetro *rent-sharing*,  $\gamma$ , com variáveis instrumentais correlacionadas com aquele parâmetro ( $A$ ).

Percebe-se que, ao definir que os salários afetam a demanda de trabalho das firmas, o parâmetro *rent-sharing*,  $\gamma$ , não está somente em função do poder de barganha dos trabalhadores,  $\mu$ , como também em função da elasticidade de demanda do trabalho ( $\epsilon_{WN}$ ) e em função do valor adicionado com relação ao emprego ( $\epsilon_{fN}$ ), ambos assumidos como constantes. Portanto, ao contrário do modelo de *efficient bargaining*,  $\gamma$  é menor ou igual a  $\mu$ , o parâmetro que representa o poder de barganha do trabalhador. Quanto maior a sensibilidade do emprego mudar devido ao nível de

salário contratado ou então, quanto maior a sensibilidade da elasticidade de demanda do trabalho, maior será a diferença entre  $\gamma$  e  $\mu$ .

Em suma, no segundo modelo, o estimador de MQO gera ainda estimativas inconsistentes devido mensurar os erros nos regressores. Além do mais, se as firmas colocam um nível de emprego sem a interferência dos trabalhadores, o lucro por trabalhador será altamente endógeno. Novamente, variáveis instrumentais para o parâmetro de mudança da receita,  $A$ , ajudam a superar os dois problemas e podem ser usadas para estimar consistentemente  $\gamma$ , o *rent-sharing* (Estevao e Tevlin, 2003).

## 2.2 LITERATURA EMPÍRICA

A literatura internacional e nacional é bastante ampla sobre o conceito de *rent-sharing*. Foram analisados vários países, com diversos estilos de métodos econométricos, diferentes tipos de dados, e com distintas visões sobre possíveis variáveis que possam afetar positivamente ou negativamente a relação entre lucros e salários. Fundamentado no conjunto teórico explicitado acima de Blanchflower et al. (1996), os estudos empíricos de Blanchflower et al. (1996) e de Goos e Konings (2001) foram pioneiros ao demonstrar que há uma relação positiva entre taxa de rendimento das firmas e os salários para os Estados Unidos e Bélgica, respectivamente, em razão, possivelmente, de um choque de demanda ou dos contratos entre empresas e trabalhadores.

Utilizando a ideia de poder de barganha, Rose (1987) realizou um trabalho para o mercado de caminhoneiros americano, o qual este sofreu um processo de desregulamentação e, concomitantemente, uma redução das remunerações dos sindicalizados comparados aos não sindicalizados. A autora conclui que há um maior *rent-sharing* para os caminhoneiros sindicalizados do que a aqueles que não o são, dado que eles capturam mais renda nessa indústria e sofreram mais com o processo de desregulamentação no setor. A investigação de Blanchflower e Bryson (2003) foi ao encontro da última autora e mostrou, para os Estados Unidos, Reino Unido e mais dezessete países, incluindo o Brasil, que os sindicalizados, mesmo com a diminuição do número de seus membros, ainda possuem poder de aumentar seus salários relativamente aos não sindicalizados.

Para a Europa Continental, segundo Rusinek e Rycx (2013), não é interessante analisar a taxa de sindicalização, pois há acordos coletivos que se estendem para os

trabalhadores não sindicalizados, e, assim, o impacto dos regimes de barganha é melhor ilustrado para essa região pelo nível de negociação dos salários, acordo de indústria ou acordo da firma, sobre as indústrias concentradas ou descentralizadas. Dessa maneira, esses autores estudaram mediante ao modelo econométrico em dois estágios (lucros de 2001 como instrumento para lucros de 2003) com controle de endogeneidade dos lucros e com heterogeneidade entre os trabalhadores e firmas, como os aspectos da organização de poder de barganha dos empregados afeta a captação de renda por eles na Bélgica. Encontraram que há mais *rent-sharing* nas indústrias belgas descentralizadas relativamente às centralizadas, nas quais a elasticidade salário-lucro é de 0,087 nas primeiras contra 0,023 nas segundas.

Em contrapartida, Pistoresi, Barbara e Strozzi (2003) pesquisaram a indústria de metalmeccânico da Itália com seus níveis de sistema de negociação de salários e descobriram que o *rent-sharing* apenas existe em sistemas centralizados, enquanto nos sistemas descentralizados, o salário funciona como em um modelo de mercado de trabalho competitivo. A razão desse fenômeno se deve a dinâmica das remunerações nos descentralizados seguir uma tendência do diferencial de produtividade, enquanto nos regimes centralizados segue a dinâmica de produtividade da indústria como um todo.

Tendo a Alemanha passado por um processo de descentralização na sua estrutura de barganha, com aumento da importância dos contratos de salários coletivos de firma e salários sem qualquer tipo de cobertura sindical em detrimento da estrutura centralizada de barganha entre indústrias e sindicatos, Gürtzgen (2009) usou uma base de dados ao nível do empregador-empregado entre 1995 e 2001 dos setores alemães de manufatura e de mineração para primeiro encontrar se há uma variação da sensibilidade dos salários em relação aos lucros da firma, e, segundo, se o nível de cobertura de poder de barganha coletivo pode influenciar nessa sensibilidade. Para isso, ele distinguiu os tipos de salário, o de setor, o de firma e o sem qualquer tipo de poder de barganha, como também utilizou e modificou o MQO com o uso de fatores invariantes no tempo, o uso do modelo de efeitos fixos e do MMG, para a questão da endogeneidade entre salários e lucro.

O autor encontrou que há evidências de que os salários individuais são positivamente relacionados com os quase-lucros<sup>2</sup> das firmas específicas, sendo

---

<sup>2</sup> Valor adicionado menos a oportunidade de custo do trabalho

verdadeira essa relação somente nos setores sem sindicatos e com contratos de firma-específica. Para os acordos de salários coletivos com determinado setor, há uma supressão do *rent-sharing* ao nível da firma, segundo as estimações usando as características não observáveis individuais, a heterogeneidade das firmas e o modelo de MMG, que nesse caso, se mostrou robusto com o uso de valores defasados. Assim, dado que os salários em estruturas centralizadas de barganha são menos sensíveis aos lucros das firmas e sendo esses salários de acordos coletivos maiores do que o um salário normal, o autor conclui que essa diferença é resultado de variáveis observáveis e não observáveis na qualidade do trabalhador. Levantada essa hipótese, o autor encontrou resultados nas quais os salários de contratos coletivos dos trabalhadores com baixa e média habilidade, assim como os de colarinho azul<sup>3</sup>, são os mais insensíveis aos lucros da firma. Para salários sem poder de barganha, os trabalhadores mais habilidosos e os de colarinho branco são os que mais se beneficiam da habilidade em pagar do empregador do que os trabalhadores sem habilidade e os de colarinho azul. Além do mais, os trabalhadores homens recebem mais *rent-sharing* do que as mulheres. Portanto, Gürtzgen (2009) conclui que o *rent-sharing* em firmas com estrutura descentralizadas de poder de barganha é resultado de mecanismos de salário eficiente e de assembleias de trabalhadores com seus poderes de barganha.

Há estudos em que os fatores de mercado estão diminuindo o *rent-sharing*. Bell, Bukowski e Machin (2019), utilizando um painel de dados, apresentam resultados em que o aumento poder de mercado das 300 empresas líderes, listadas no *London Stock Exchange (LSE)* entre 1983 e 2016, faz declinar muito nitidamente o *rent-sharing* no Reino Unido nas décadas de 80 e 90, prejudicando o crescimento econômico inclusivo.

Do mesmo modo e usando dados detalhados no nível da indústria de quatro décadas (1970-2012), há extração de rendas pelos trabalhadores japoneses, segundo Fukao, Perugini e Pompei (2022). Porém, essa extração vem diminuindo desde a década de 90 devido a fraca mudança tecnológica, a baixa intensidade de inovação em tipos de capital, e, a uma grande parte de trabalhadores informais e não sindicalizados no país.

---

<sup>3</sup> Membros da classe trabalhadora que normalmente fazem trabalhos manuais ou braçais.

Da mesma maneira, Acemoglu, He e Le Maire (2022) investigam os possíveis efeitos de um desaceleramento no crescimento dos salários e uma diminuição da renda do trabalho na renda nacional de vários países desenvolvidos nas últimas três décadas. Segundo eles, um dos possíveis fatores seria a entrada dos CEO's com seu diploma em negócios na política de salários da firma. Por meio dos dados ao nível empregador-empregado da Dinamarca e Estados Unidos entre 1980 e 2020, fizeram três descobertas.

Primeiro, com o uso de aposentadoria e morte dos antigos executivos e o uso de variáveis instrumentais, a primeira descoberta é de que quando um diretor executivo com educação em negócios assume o lugar de um executivo sem essa educação, há uma significativa queda nos salários e na fatia da renda do trabalho da firma, principalmente nos trabalhadores de baixa habilidade do que nos trabalhadores de alta habilidade. Para os Estados Unidos, a queda dos salários é de 6% e no *share* do trabalho é de 5% durante os 5 anos do novo diretor executivo. Para a Dinamarca, são 3% de queda para as mesmas variáveis. Essa queda dos salários e da parcela do trabalho foi seguida por um aumento do retorno das ações e do valor de estoque de mercado. Além disso, não foi detectada resposta por parte do emprego, produção, investimento e produtividade com estimações de diferenças em diferenças, o que sugere que diretores executivos com educação em negócios não são mais produtivos do que aqueles que não possuem o mesmo grau de educação, embora os primeiros ganhem mais do que os segundos.

A segunda descoberta é sobre o *rent-sharing*, sendo o principal mecanismo para os resultados. Para isso, Acemoglu, He e Le Maire (2022) utilizaram uma variação exógena nos lucros da firma conduzida por um choque de demanda somente na Dinamarca. Com um executivo com grau de negócios no comando, não foram encontradas diferenças significativas em termos de produtividade, vendas, emprego ou investimento na firma devido ao choque de exportação. Porém, esses executivos não compartilharam essas rendas de exportações com seus empregados, enquanto os executivos sem educação de negócios possuem uma atitude contrária aos seus pares, aumentando o salário de seus trabalhadores.

E a terceira e última descoberta dos autores Acemoglu, He e Le Maire (2022) é que para a maioria dos resultados negativos de salário e *labor share* pode ser explicado, possivelmente, por um efeito das instruções de práticas e valores, e da socialização dos aprendizados nos programas de grau em negócios do que um efeito

de seleção, produzindo executivos dinamarqueses que não compartilham renda com seus empregados. Os autores se baseiam em duas ideias que comumente se propagaram em escolas de negócios que podem, significativamente, ter afetado as prioridades e abordagens adotadas pelos executivos com grau em negócios. A primeira é a ideia defendida por Milton Friedman em 1970, que enfatizava os valores dos acionistas e “[a] responsabilidade social do negócio em aumentar os lucros”. Isso levou as escolas de negócios posteriormente a ensinar que os executivos devem maximizar os valores dos acionistas e, que alguns deles começaram a ver que os trabalhadores não são parte da empresa, e sim, são custos que devem ser cortados. A segunda ideia é que a doutrina dessas escolas é reestruturar e criar corporações “magras”, identificando e cortando gastos “desnecessários” para obter sucesso de gerenciamento. Essas duas ideias, tanto nos Estados Unidos como na Dinamarca, impactam diretamente o *rent-sharing*, desincentivando os executivos a compartilhar renda com seus empregados e impactando diretamente no declínio da renda do trabalho e na desaceleração do aumento dos salários (Acemoglu, He e Le Maire, 2022).

Percebendo um contexto de uma maior globalização, Budd, Konings e Slaughter (2005) examinaram se lucros das firmas multinacionais são compartilhados entre fronteiras com uma grande variedade de indústrias e de países<sup>4</sup>, perguntando se os salários das filiais (matrizes) variam não apenas em função do lucro da filial (matriz), mas também em função dos lucros da matriz (filial). Com o método de MMG e uma equação de primeira diferença para controlar os efeitos fixos da filial para resolver o problema de endogeneidade, além dos dados de 865 matrizes e 1919 afiliadas estrangeiras entre 1993 e 1998, encontraram um resultado positivo entre lucro por trabalho da matriz e salário estrangeiro das filiais, variando a intensidade dessa relação dependendo se a filial é totalmente ou parcialmente propriedade da empresa matriz.

Em um mesmo contexto de globalização, Nesta e Schiavo (2018) tiveram como objetivo esclarecer a relação entre liberalização comercial e mercado de trabalho por meio de um estudo do impacto da competição das importações sobre o *rent-sharing* entre firmas e empregados na França entre 1993-2007 por meio de três métodos

---

<sup>4</sup> Áustria, Bélgica, Bulgária, República Checa, França, Alemanha, Hungria, Itália, Luxemburgo, Países Baixos, Polônia, Portugal, România e Espanha.

econométricos: o estimador de efeitos-fixos de dois estágios (FE-2SLS), o estimador Semykina e Wooldridge (2010) (SW-POOL-1) e o estimador Semykina e Wooldridge (2010) com interação IMR (Razão Inversa de Mill) (SW-POOL-2). Ao utilizar como controle um número de características ao nível da firma como produtividade e tamanho, a competição da importação possui diferentes efeitos sobre o poder de barganha dos trabalhadores dependendo da origem das importações ao nível da firma. As importações com origem dos países da OCDE possuem efeito negativo no *rent-sharing*, em razão, possivelmente, de que as firmas francesas concorrem com os produtos similares em termos de qualidade, de tecnologia e de custos com as firmas desses países. Assim, é mais difícil fugir dessa concorrência com aumento de qualidade e de tecnologia porque é essencial conter custos de trabalho, o que seria quase impossível contratando trabalhadores com maiores qualidades e com maiores poderes de barganha. Por sua vez, as importações de países com baixos salários (e China) não impactam significativamente o poder de barganha dos trabalhadores franceses no período estudado, pois os produtos produzidos nesses países não concorrem com a produção francesa devido a terem uma qualidade inferior.

Em uma mesma linha de raciocínio, Budd e Slaughter (2004) examinaram se os lucros ou as rendas são compartilhadas entre as fronteiras e se são condicionadas por ligações internacionais que ajudam a moldar a abertura econômica de um país. Os autores se basearam em um modelo semelhante a Blanchflower et al. (1996) com a diferença de que os salários também dependem dos lucros internacionais, variando essa ligação conforme as instituições internacionais, como sindicatos internacionais, propriedade estrangeira, tarifas do Canadá e custo de transporte dos Estados Unidos. Utilizando dados combinados entre os anos 1980 e 1992 de mais de mil contratos de sindicatos do Canadá com lucros de indústrias do Canadá e dos Estados Unidos, eles encontraram que há um *rent-sharing* internacional por meio do modelo MQO, em que um aumento nos lucros da indústria americana afeta os salários canadenses, porém a intensidade muda conforme muda as instituições analisadas. Para um aumento dos lucros da indústria do Canadá, as firmas com donos canadenses e/ou os empregados representados por sindicatos domésticos possuem um maior *rent-sharing* em seus salários do que caso as firmas sejam de propriedade do Estados Unidos e/ou os empregados estejam com proteção de um sindicato internacional. Para os lucros da indústria dos Estados Unidos o resultado é o inverso, o *rent-sharing* será negativo nos salários dos canadenses para firmas com donos canadenses e/ou empregados com

representação de sindicatos domésticos, ao passo que o *rent-sharing* para firmas com donos americanos e empregados canadense representado por sindicatos internacionais é nulo ou negativo nos salários. Com relação as barreiras de fronteira, um aumento dos lucros das empresas americanas possui um menor impacto de redução nos salários quando as tarifas canadenses estão altas, enquanto custos de transporte não possuem efeitos nos salários canadenses.

Com relação a modelos econométricos, tanto Arai e Heyman (2009) e Estevao e Tevlin (2003) sugerem que variáveis instrumentais (VI) são melhores quando comparados aos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para estimar o nexos entre salários e lucro. Arai e Heyman (2009), para a Suécia entre 1991-2000, demonstraram que as estimações com MQO fortemente subestimam o efeito dos lucros nas remunerações ao compararem a um modelo com efeitos fixos para empregados e firmas, e com variáveis instrumentais para lidarem com a endogeneidade dos lucros das firmas. Essa endogeneidade pode ser em razão de altos lucros levarem a altos rendimentos por causa da teoria da eficiência dos salários ou então, altos salários levarem a menores lucros devido aos maiores custos. Assim, os autores utilizaram receitas de exportação e elasticidade total de curto prazo da demanda do produto para lidar com o problema. Com isso e utilizando dados ao nível do empregador-empregado, chegaram em resultados nos quais o efeito positivo do *rent-sharing* aumenta conforme aumenta o nível de educação, de experiência e de carreira, e é maior para homens comparado a mulheres, concluindo que a maior fração das rendas globais se deve à negociação local/firma-indivíduo. É também positivo e estável apenas nas firmas com aumento de lucros, levando assim a um aumento de salários, enquanto para as firmas com queda de lucros não há queda no salário dos trabalhadores.

Na mesma linha, Estevao e Tevlin (2003) comprovaram que há fortes evidências das quais as condições financeiras das indústrias de manufaturas dos Estados Unidos possuem papel importante na determinação das remunerações de seus trabalhadores. Primeiro, estimaram o modelo de MQO e depois um modelo de VI, sendo o instrumento de insumos e produtos dos setores, encontrando que as elasticidades dos salários em relação a taxa de rentabilidade das empresas são dez vezes maiores nos segundos relativamente aos primeiros. Além desse problema econométrico, as estimações de *rent-sharing* podem sofrer com um largo número de vieses, como a relação entre lucros e salários, o potencial determinação simultânea

de lucros, salários e emprego, e a correlação entre lucros e variáveis não observáveis que captura as habilidades dos trabalhadores. Assim, Martins (2009) resolveu enfrentar esse problema usando um painel de dados empregador-empregado de Portugal entre 1993-1995 de três maneiras complementares: Primeiro, controlou-se diretamente o fato de que firmas que compartilham mais lucros terão os menores lucros líquidos. Segundo, instrumentalizou-se a variável lucro através da interação entre taxa de câmbio e a porcentagem de exportações no total de vendas da firma. E, por fim, controlou-se fontes de heterocedasticidade, considerando especificações com efeitos fixos da firma ou da firma/trabalhador e destacando o papel descendente da rigidez salarial.

Com isso e utilizando o método MQO, o autor encontrou uma significativa evidência de *rent-sharing*, sendo esse coeficiente para lucros líquidos é menor do que o coeficiente para lucros brutos. Para o “*Lester ranges*” os resultados foram os mesmos, sendo para lucros bruto foi de 56%. Isso significa que um trabalhador que move de uma firma com baixa distribuição de lucros para uma firma com alta distribuição de lucro pode aumentar seu salário em 56%. O autor supõe que esse resultado é devido aos poucos anos estudados, em que os trabalhadores são mais propensos a saber sobre altos salários pagos em firma com altos lucros, e assim, tentam mudar de emprego, competindo com trabalhadores as rendas de choques positivos de demanda. Além disso, grupos de trabalhadores dentro da firma com maiores poderes de barganha, ou seja, trabalhadores homens com maiores escolaridade ou mandatos, beneficiam-se mais com o compartilhamento de lucros. Controlando as características dos trabalhadores, as mensurações do *rent-sharing* são menores, significando que trabalhadores com mais habilidades são empregados por firmas com altos lucros. Já para o controle de características da firma, os estimadores de *rent-sharing* também são menores, porém são negativos. Isso confirma que a estimação de *rent-sharing* é subestimada e pode ter o sinal errado se não levar em conta o fato de que altos salários resultam em baixos lucros (Martins, 2009).

Para as variáveis instrumentais e para a técnica 2SLS, os resultados com controle de capital humano mostraram sinal negativo e significativo do parâmetro *rent-sharing*, demonstrando que quanto mais aberta a empresa para o mercado externo, mensurado pela porcentagem das exportações no total das vendas, maior será o impacto negativo de um aumento da taxa de câmbio sobre os lucros dela, e vice-versa.

Comparado ao modelo MQO, os coeficientes de *rent-sharing* e o *Lester ranges* são maiores no modelo com variáveis instrumentais e 2SLS (Martins, 2009). Assim, para o autor, as estimações com variáveis instrumentais tendem a superestimar a quantidade de *rent-sharing* se as características do trabalhador ou da firma são ausentes. Esse viés para cima pode ocorrer também se a mensuração do *rent-sharing* usada (lucros líquidos) é menos correlacionada com o instrumento do que mensurações alternativas (lucros brutos).

Martins (2009) também realizou regressões com efeitos fixos para firma, em que as diferenças nos lucros podem ser explicadas devido a diferenças de práticas de trabalho, e para firma-trabalhador. Nesse cenário, há uma falsa alta correlação entre salários e lucros, assumindo que os novos bons trabalhadores ganham altos salários devido a serem mais qualificados. Os resultados mostram que não há muita diferença no valor do parâmetro *rent-sharing* com o uso de lucro líquido ou lucro bruto. Dessa forma, ao se controlar efeitos fixos do trabalhador e firma-trabalhador, a diferença entre os dois tipos de regressores desaparece.

E por fim, apresenta-se brevemente a seguir uma seleção de estudos que tratam do *rent-sharing* no Brasil. Arbache e De Negri (2004) com dados cruzados da RAIS, a partir do CNPJ e da PNAD, além dos dados da PIA, investigaram os diferenciais de salários interindustriais. Seguindo o método de estimação de prêmios salariais e seu desvio-padrão de Haisken-Denew e Schmidt (1997), descobriram que o valor adicionado, as margens de lucro e a tecnologia ao nível da indústria, além da filiação industrial, são importantes para afetar esse diferencial, principalmente nos setores intensivos em tecnologia, como as indústrias de transformação e de extração.

Também utilizando os dados da PIA e da RAIS, Decarli (2016) estima um modelo de curto prazo em *cross-section* que relaciona salários e rendas, e um modelo de longo prazo em dados em painel dinâmico para provar a existência de *rent-sharing* no Brasil entre 2002-2012. Com isso, demonstrou a existência de uma apropriação de renda dos trabalhadores com um aumento dos lucros nas indústrias brasileiras de transformação e de extração entre 2002-2012, além de encontrar um prêmio salarial maior para as faixas de empregados com os maiores níveis de escolaridade, dado uma maior rentabilidade das firmas.

Para a relação entre performance das empresas e remuneração dos trabalhadores, os autores Assis, Corseuil e Freguglia (2019) usaram um modelo de regressão com variáveis transformadas para expressarem variações temporais longas

com o fim de minimizar os erros de medidas, além do uso dos dados da PIA-Empresa e RAIS. Há uma relação positiva daquelas variáveis, no qual um aumento de 10% no valor adicionado por trabalhador levaria a uma elevação de 0,2% no salário. Ainda, separaram por grupos ocupacionais e empregados com salário-mínimo. No primeiro grupo, os trabalhos relacionados a gerência possuem o dobro de reajustes de sua remuneração comparado ao não relacionado a esse cargo. Enquanto para o segundo grupo, a diferença daquelas ocupações que não são afetadas diretamente pelos reajustes do piso salarial é de quase cinco vezes maior relativamente as que são, destacando assim a importância da política do salário-mínimo.

Os resultados anteriores contradizem, em parte, os achados de Martins e Esteves (2006), que, utilizando dados da RAIS, PIA e do Censo de Capitais do Banco Central do Brasil para os anos de 1997 a 2002, confirmam a hipótese de *rent-sharing* no Brasil no período pós-liberação comercial na década de 90 sem controles para endogeneidade. Embora, por meio de variáveis instrumentais, como receitas e despesas financeiras, para o controle de endogeneidade, os resultados apontam para a não existência da prática de *rent-sharing* nas firmas brasileiras. Também, demonstrou-se, em análise comparativa, que o poder de barganha dos trabalhadores brasileiros é significativamente inferior aos de outros países em desenvolvimento, possivelmente, devido as características do mercado de trabalho do país, como a elevada informalidade e o fraco poder dos sindicatos.

No Quadro 1 estão algumas bibliografias apresentadas nesse trabalho de forma resumida com métodos econométricos usados, os países estudados e os valores de *rent-sharing* encontrados.

Com isso, diante da literatura pesquisada, este trabalho contribui para a literatura nacional do *rent-sharing* ao ser o primeiro a estudar o fenômeno para o Brasil ao nível individual-setorial durante o período 2002-2015, a partir de uma combinação de dados individuais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) com dados setoriais das Contas Nacionais, referentes a composição de renda do trabalho e de renda do capital. Além disso, foram feitos subconjuntos dos dados, como homens e mulheres, setores, sindicalizados e formais, e controle de endogeneidade através de variáveis instrumentais para se obter uma eficiente heterogeneidade dos resultados.

Quadro 1: *Rent-sharing* na literatura internacional e nacional com diferentes modelos econométricos e diferentes resultados.

Fonte	País	Método Econométrico	Elasticidade Lucro-Salário ( <i>Rent-Sharing</i> )
Acemoglu, He e Le Maire (2022)	EUA e Dinamarca	Efeito Fixos	0,19*** a 0,01***
Assis, Corseuil e Freguglia (2019)	Brasil	Dados Em Painel	0,02***
Bell, Bukowski e Machin (2019)	EUA e UE	MQO e Arellano-Bond	0,009*** a 0,006***
Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996)	EUA	Efeito Fixos, Efeitos Aléatorios e MQO	0,05*** a 0,02***
Decarli (2016)	Brasil	<i>Cross-Section</i> e Painel de Dados	0,0013*** e 0,00016**
Fukao, Perugini e Pompei (2022)	Japão	MQO e Efeitos Fixos	0,129***
Goos e Konings (2001)	Bélgica	MQO	0,06***
Martins e Esteves (2006)	Brasil	MQO	0,000003490*** e -0,00000504
Rusinke e Rycx (2008)	Bélgica	Modelo Dois Estágios	0,087*** a 0,023***

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1 DADOS

Os dados utilizados por esse artigo são provenientes de duas fontes, Sistema de Contas Nacionais (SCN) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). O SCN apresenta informações sobre a geração, a distribuição e o uso da renda no Brasil. Além de ter os fluxos de oferta e demanda dos bens e serviços, e a geração de emprego e da renda em cada atividade econômica. Desse modo, serão utilizados os dados de valor adicionado bruto de 36 setores, decomposto em rendas do capital e do trabalho. Por sua vez, a PNAD possui informações sobre Educação, Rendimentos do Trabalho e Outras Fontes, Sindicalização, Nível e Escolaridade (Baixa, Média ou Alta), Tempo de Emprego (Horas), Sexo (Homem ou Mulher), Idade (15-30, 31-45 ou 46+), Setor (36 setores), Raça (Branca ou Outras), Previdência, Total De Moradores, Chefe de Família ou Não, Região Metropolitana e Outras, Urbano e Rural, Unidades Federativas transformadas em Regiões (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste ou Centro-Oeste), se o indivíduo faz parte do mercado de trabalho ou não, Condição Ocupada e Posição de Ocupação Principal do trabalhador. A construção das classificações das variáveis usadas por este artigo está entre parênteses. Esses dados serão utilizados tanto para estimar as equações de salário ao nível individual; quanto para formar indicadores ao nível setorial e anual, a serem utilizados juntamente com as informações das contas nacionais em um painel de dados. O período analisado é de 2002 a 2015.

A partir das características dos trabalhadores e do seu setor de atuação (36 atividades<sup>5</sup>) no trabalho principal foram construídos 1.296 indivíduos representativos<sup>6</sup>. Para cada um desses indivíduos foram calculadas anualmente as médias dos salários principais, que compõem a variável dependente de painel de dados (entre 2002 e

---

<sup>5</sup> Os nomes dos setores e critérios de agregação encontram-se detalhados no Apêndice A.

<sup>6</sup> Ou seja, foram combinadas as informações para cada gênero (homens e mulheres), raça (brancos e outros), idade (15-30, 31-45 ou 46+), escolaridade (baixa, média e alta) e setor de atuação, que resultam em um total de 1.296 combinações de características, que são acompanhadas ao longo do tempo.

2015<sup>7</sup>) juntamente com as informações setoriais do Sistema de Contas Nacionais. Dadas as limitações de dados individuais para cada um dos 1.296 indivíduos, não há dados para alguns indivíduos representativos em todos os anos, o que produz um Painel de Dados falso e desbalanceado com um total de 13.468 observações. Essa diferença do número de indivíduos e observações é em razão da inexistência de dados de alguns indivíduos representativos em todos os anos, impedindo que esse indivíduo seja uma observação no painel de dados.

### 3.2 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

Com o intuito de separar as influências individuais sobre os salários dos trabalhadores de efeitos aleatórios e individuais, primeiramente, estimou-se a equação de salários minceriana com a correção de Heckmann (1977, 1979). A equação de salários minceriana é baseada no modelo de Capital Humano de Jacob Mincer (1974), em que consiste na relação entre as variáveis produtivas (capital humano) e o rendimento do indivíduo. Essa equação é usada para o estudo de mercado de trabalho, da relação entre salários, experiência e anos de estudo, e para medir diferenciais de salários entre diferentes grupos de trabalhadores, considerando sua ocupação, raça, idade ou gênero (FIUZA-MOURA E MAIA, 2015).

É possível que se tenha viés de seleção amostral ao usar a equação minceriana em mercados de trabalho pouco estruturados ou quando as estimações são focadas em grupos de trabalhadores, o que prejudica os resultados da equação com superestimções ou subestimções dos coeficientes dos modelos. Este viés, segundo Heckman (1979), ocorre quando um trabalhador observa um salário de mercado (determinado pela oferta e demanda) inferior ao seu salário reserva e, assim, ele não ingressará no mercado de trabalho. Dessa maneira, na amostra são observados apenas os salários para quem está trabalhando, excluindo parte da oferta de mão de obra potencial.

Para solucionar esse problema do viés de seleção amostral, Heckman (1977, 1979) desenvolveu o procedimento estatístico que consiste em calcular uma equação de participação no mercado de trabalho do tipo probit, em que o valor 1(um) é o

---

<sup>7</sup> Com exceção do ano de 2010, já que não há dados para PNAD para esse ano.

indivíduo ocupado com rendimento e 0 (zero) para indivíduo desocupado e sem rendimento. As variáveis independentes utilizadas por este artigo foram Idade, Idade ao quadrado, Raça, Anos de Estudo, Sexo, Ano de Referência, Unidade da Federação (UF), e, se o indivíduo possui filhos. A partir dos coeficientes da equação de participação, calculou-se a inversa de Mills, que foi adicionada na equação de salários como variável explicativa e representa a variável que, ficou conhecida como “instrumento de Heckman”, e é utilizada para corrigir o viés de seleção amostral.

Com esses passos, chega-se à equação minceriana com as variáveis independentes de interesse, estimada por MQO:

$$\ln wh_i = \beta_0 + \beta X_i + IMR + \varepsilon \quad (24)$$

Em que  $\ln wh_i$  é o salário por hora de trabalho recebido pelo indivíduo  $i$ , em logaritmo natural;  $X_i$  é um vetor de característica do indivíduo e variáveis de controle que incluem: Idade (15-30, 31-45 ou 46+), Idade ao Quadrado, Nível de Escolaridade (Baixa, Média ou Alta), Raça (Branços ou Outros), Sexo (Homem ou Mulher), Chefe de Domicílio, Casal, Total de Moradores no Domicílio, Contribuição à Previdência, Posição na Ocupação, Região (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste), Áreas Urbanas e Rurais, Regiões Metropolitanas e Outras, e Ano de Referência.  $IMR$  é a inversa de Mills;  $\varepsilon$  é um Erro Estocástico.

Utilizando os resultados do primeiro modelo agregados ao nível setorial e por ano, além das informações setoriais dos dados do SCN sobre a composição do capital e do trabalho, no segundo momento, será estimado um modelo em painel de dados dinâmico para identificar os efeitos das variáveis estudadas ao longo dos anos com foco na variável de rentabilidade das empresas, como Blanchflower et al. (1996) encontraram evidências sobre o efeito *rent-sharing* possuir um atraso. Dessa maneira, usou-se nas regressões várias defasagens desta variável.

Com isso, o modelo se estabelece dessa forma:

$$\ln w_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln rsobren_{jt} + \beta_2 S_{ijt} + \beta_3 \ln w_{ij,t-1} + \beta_4 pReg_{jt} + \beta_5 pFor_{ijt} + \beta_6 pCP_{ijt} + \beta_7 pEmp_{ijt} + \beta_8 pPrevid_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

Em que  $\ln w_i$  é o salário por hora em logaritmo natural recebido pelos indivíduos representativos do tipo  $i$  em determinado setor  $j$ . Para essa variável, foram testadas tanto as observações da PNAD quanto a variável de salários estimada a partir da equação minceriana.  $\ln rsobren_{jt}$  é a razão entre remunerações totais (capital e trabalho) sobre a quantidade de trabalhadores (ocupações) no setor  $j$ , sendo  $\beta_1$  o parâmetro que mede o *rent-sharing*;  $S_{ijt}$  é taxa de sindicalização dos trabalhadores do tipo  $i$  no setor  $j$ ;  $\ln w_{ij,t-1}$  é a variável dependente defasada;  $pReg_{ij}$  é a proporção de trabalhadores do tipo  $i$  no setor  $j$  para cada região no total da amostra;  $pFor_{ijt}$  é a proporção de trabalhadores do tipo  $i$  formalizados no total dos indivíduos que trabalham no setor  $j$ ;  $pCP_{ijt}$  é a proporção de trabalhadores do tipo  $i$  conta própria no total dos indivíduos trabalhando no setor  $j$ ;  $pEmp_{ijt}$  é a proporção de trabalhadores empregadores do tipo  $i$  no total dos indivíduos empregados no setor  $j$ ;  $pPrevid_{ijt}$  é a proporção de trabalhadores do tipo  $i$  contribuintes para a previdência no total de indivíduos empregados no setor  $j$ ;  $\varepsilon$  é um erro estocástico.

## 4. RESULTADOS

Os resultados serão apresentados em três subseções: i) a primeira apresenta as estatísticas descritivas tanto para a base de dados individual, quanto para a base de dados em painel; ii) a segunda apresenta os resultados para o modelo principal de dados em painel, por setor e indivíduo representativo; iii) a terceira mostra uma série de heterogeneidade dos resultados, com novas variáveis independentes e diferentes subconjuntos de dados, e o uso de variáveis instrumentais.

### 4.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Percebe-se que houve um aumento dos salários (*Insalario*) de 2002 a 2015, exceto em 2007-2008 e 2014-2015, quando aconteceram crises econômicas (Tabela 1). A observação dos dados indica que esse aumento dos salários não está claramente relacionado com a evolução da variável de logaritmo do valor adicionado (rendimentos totais) sobre o número de trabalhadores (*Inrsobren*) em termos anuais. Quando há *rent-sharing*, espera-se uma redução de *Inrsobren* conjuntamente a um aumento dos salários. Não obstante, neste trabalho essa relação será tratada não apenas no nível agregado, mas com detalhamento setorial e por características individuais do trabalho (Tabela 2), verificando a hipótese de influência do *rent-sharing* sobre a variação dos salários no Brasil para o período entre 2002 e 2015.

Tabela 1: Evolução do *Insalario* e *Inrsobren* médios por ano no período 2002-2015.

Ano	<i>Insalario</i>	<i>Inrsobren</i>
2002	3,47	-2,88
2003	3,40	-2,90
2004	3,41	-2,91
2005	3,47	-2,94
2006	3,52	-2,91
2007	3,53	-2,89
2008	3,51	-2,90
2009	3,54	-2,89
2011	3,61	-2,84
2012	3,67	-2,89
2013	3,69	-2,87
2014	3,69	-2,80
2015	3,67	-2,81

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2: Distribuição das variáveis Sexo, Raça, Idade e Anos de Estudo na base de dados.

Variáveis	Classificação	Quantidade	Porcentagem na amostra
Sexo	Homem	8287	50,9%
	Mulher	7988	49,1%
Raça	Branca	8286	50,9%
	Outras	7989	49,1%
Idade	15-30	5388	33,1%
	31-45	5512	33,9%
	46+	5375	33,0%
Anos de Estudo	Alta	5194	31,9%
	Média	5485	33,7%
	Baixa	5596	34,4%

Fonte: Elaboração própria

#### 4.2. PAINEL DE DADOS

Nessa subseção serão apresentados os resultados para verificar a existência de *rent-sharing* na economia brasileira no período 2002-2015. O modelo econométrico usado foi o de Efeitos Fixos e sem o controle de endogeneidade<sup>8</sup>. Além disso, foram realizadas quatro estimações com diferentes variáveis dependentes. A primeira utilizou a variável *Insalario* calculada a partir dos dados da PNAD, dividindo individualmente a renda mensal do trabalho principal por horas trabalhadas e fazendo o logaritmo natural posteriormente. As outras estimações com as variáveis dependentes modelo0, modelo1, modelo2, modelo3 foram obtidas por meio de uma equação minceriana<sup>9</sup>, diferenciando de cada modelo a quantidade de variáveis independentes incluídas, aumentando do modelo0 ao modelo3. A intenção é de retirar influências de outras variáveis nos salários para que se possa captar melhor o impacto do *rent-sharing*.

<sup>8</sup> O modelo de efeitos fixos foi escolhido em detrimento do modelo de efeitos aleatórios via teste de Hausman. Ou seja, este teste resultou em rejeitar a hipótese nula, o que significa que os estimadores no Efeito Aleatório são inconsistentes e deve-se, assim, trabalhar com o modelo de Efeito Fixos. (Qui-Quadrado = 10274, df = 7, p-valor < 2,2e-16)

<sup>9</sup> Apêndice B

Na primeira estimação (Tabela 3), percebe-se que o parâmetro *rent-sharing* ( $\beta_1$ ) da variável *Inrsobren* não foi significativa estatisticamente em todos os modelos, contrapondo os resultados encontrados por Assis, Corseuil e Freguglia (2019) e Martins e Esteves (2006). Ainda que não sejam encontrados indícios de que as variações de salário sejam explicadas por variações no valor adicionado, as variáveis *pSindic* e *pFormal* apresentaram sinal esperado e são significativas estatisticamente a 1%, demonstrando que o trabalhador sindicalizado e formal ganha mais em comparação aos não sindicalizados e não formais. Quando é presente a variável *pPrevid*, os indivíduos formais ganham menos do que seus pares e os contribuintes para previdência tem seu salário aumentado em 0,3%. Para trabalhadores por conta própria, há uma redução dos salários em torno de 0,3% para um nível de significância de 1% em relação aos não conta própria. Já para trabalhadores empregadores há um aumento de 0,6% para um nível de significância de 1% também em comparação aos não empregadores. E as regiões Sul, Sudeste e Nordeste possuem salários menores, em relação a região Centro-Oeste, enquanto a região Norte possui salários ligeiramente maiores significativos (a 10%) em apenas duas das seis regressões propostas.

As estimações com as variáveis dependentes modelo0, modelo1, modelo2 e modelo3, que estão no apêndice C, também apresentaram o parâmetro *rent-sharing* ( $\beta_1$ ) como não significativa estatisticamente. Assim, pode-se concluir que, de acordo com os resultados desse trabalho, não há uma transferência de renda dos lucros para os salários dos trabalhadores, ou seja, é inexistente *rent-sharing* no Brasil para o período de 2002-2015, considerando 36 setores.

Não obstante, a sindicalização, a formalidade dos trabalhadores, empregadores e contribuintes para a previdência ainda são importantes para elevar os salários em relação aos seus pares. Ou seja, ainda que esses grupos consigam maiores salários em relação aos demais, não há indivíduos em que os salários estejam acompanhando os rendimentos do capital ao nível setorial. Já para trabalhadores conta própria há resultados com sinal positivo e negativo, demonstrando um efeito não claro dessa variável sobre a variável dependente. Como também da variável regiões, em que apresenta sinais positivos e negativos significativos, além de resultados não significativos estatisticamente.

Tabela 3: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente Insalario.

	Variável Dependente: Insalario					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag(Insalario, 1)	0,048*** (0,009)	0,045*** (0,009)	0,041*** (0,009)	0,039*** (0,009)	0,018** (0,009)	0,012 (0,009)
lag(Inrsobren, 1)	-0,003 (0,024)	-0,006 (0,024)	-0,009 (0,024)	-0,007 (0,024)	0,007 (0,023)	0,010 (0,023)
Inrsobren	0,007 (0,025)	0,001 (0,024)	-0,004 (0,024)	0,002 (0,024)	0,008 (0,023)	0,0002 (0,023)
pNorte	0,0004 (0,0004)	0,0005 (0,0004)	0,001* (0,0004)	0,001 (0,0004)	0,001 (0,0004)	0,001* (0,0004)
pSul	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)
pNordeste	-0,003*** (0,0003)	-0,003*** (0,0003)	-0,003*** (0,0003)	-0,002*** (0,0003)	-0,002*** (0,0003)	-0,002*** (0,0003)
pSudeste	-0,0003 (0,0003)	-0,0004 (0,0003)	-0,001* (0,0003)	-0,001** (0,0003)	-0,0005* (0,0003)	-0,0004 (0,0003)
lag(pSindic, 1)		0,001*** (0,0002)	0,0004** (0,0002)	0,0004** (0,0002)	0,0005*** (0,0002)	0,0004*** (0,0002)
pSindic		0,002*** (0,0002)	0,002*** (0,0002)	0,002*** (0,0002)	0,002*** (0,0002)	0,002*** (0,0002)
lag(pFormal, 1)			0,017 (0,017)	0,008 (0,018)	0,027 (0,018)	-0,109** (0,045)
pFormal			0,371*** (0,017)	0,279*** (0,019)	0,306*** (0,018)	-0,284*** (0,045)
lag(pCP, 1)				-0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0002)	0,0002 (0,0002)
pCP				-0,003*** (0,0002)	-0,002*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)
lag(pEmp, 1)					0,002*** (0,0003)	0,002*** (0,0003)
pEmp					0,006*** (0,0003)	0,006*** (0,0003)
lag(pPrevid)						0,002*** (0,0005)
pPrevid						0,007*** (0,0005)
Observações	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468
R <sup>2</sup>	0,017	0,031	0,066	0,078	0,117	0,132
R <sup>2</sup> Ajustado	-0,088	-0,073	-0,034	-0,021	0,021	0,038
Estatística F	30,577*** (df = 7; 12160)	43,281*** (df = 9; 12158)	78,464*** (df = 11; 12156)	79,354*** (df = 13; 12154)	106,936*** (df = 15; 12152)	108,378*** (df = 17; 12150)

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

### 4.3. HETEROGENEIDADE

Com o objetivo de corroborar os resultados encontrados, foram realizadas as seguintes heterogeneidades dos resultados: i) controlar a endogeneidade entre os salários e os lucros através de variáveis instrumentais; ii) separar os dados em dois subconjuntos, com apenas homens e com apenas mulheres; iii) separar os dados em cinco, por grandes setores econômicos<sup>10</sup>; iv) separar dois subconjuntos nos dados, com apenas sindicalizados e apenas trabalhadores formais.

A primeira heterogeneidade dos resultados consistiu em buscar controlar a endogeneidade entre os salários e os lucros. Foi criada uma variável instrumental de lucro para contornar esse problema. No primeiro estágio, a variável *Inrsobren* foi regredida em relação as seguintes variáveis independentes: Formação Bruta de Capital Fixo, Valor da Produção, Exportações de Bens e Serviços, Importações de Bens e Serviços, e Demanda de Bens Intermediários. Com isso, obteve-se a variável de lucro prevista (*InrsobrenP*), que foi utilizada como explicativa.

Conforme mostra a Tabela 4, mesmo com esse controle não houve *rent-sharing* significativo estatisticamente, indo ao encontro de Martins e Esteves (2006), enquanto as outras variáveis se mantiveram significativas e com os sinais esperados, o que reforça a não existência de *rent-sharing* na economia brasileira mesmo com o controle de endogeneidade. Esperava-se que com o método de variáveis instrumentais obtivesse *rent-sharing* significativos em razão desse método apresentar parâmetros mais consistentes, segundo Estevao e Tevlin (2003).

Um outro modo de fazer a heterogeneidade dos resultados foi separar entre homens e mulheres a amostra para saber como o *rent-sharing* se comporta nessas duas variáveis. Encontrou-se que faz sentido essa separação ao encontrar um *rent-sharing* negativo e significativo estatisticamente a 10% para os homens, enquanto para as mulheres não foi significativo (Tabela 5). Este resultado vai de encontro ao de Gürtzgen (2009) e de Arai e Heyman (2009), que encontram que o *rent-sharing* é maior para homens do que para mulheres. Em relação aos homens formais, há uma redução significativa no seu salário, enquanto para mulheres o efeito não é significativo. Outras variáveis, como ser empregador ou conta própria, possuem

---

<sup>10</sup> Ver Apêndice D para a agregação dos setores.

efeitos praticamente iguais para homens e mulheres, o primeiro sendo positivo e o segundo negativo. E, por fim, homens sindicalizados ou contribuintes para previdência possuem salários maiores do que seus pares do sexo oposto, sendo o efeito da variável sindicalizados o dobro.

Tabela 4: Resultados para o painel de Efeitos Fixos com variáveis instrumentais.

Variável Dependente: Insalario						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag(Insalario, 1)	0,047** (0,009)	0,044** (0,009)	0,040** (0,009)	0,038** (0,009)	0,017* (0,009)	0,012 (0,009)
lag(InrsobrenP, 1)	0,141 (0,088)	0,148* (0,087)	0,133 (0,086)	0,120 (0,085)	0,087 (0,083)	0,097 (0,083)
InrsobrenPrev	-0,043 (0,085)	-0,057 (0,084)	-0,042 (0,082)	-0,026 (0,082)	0,015 (0,080)	-0,015 (0,080)
pNorte	0,0003 (0,0004)	0,0004 (0,0004)	0,001 (0,0004)	0,0005 (0,0004)	0,001 (0,0004)	0,001* (0,0004)
pSul	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)	-0,001*** (0,0003)
pNordeste	-0,003*** (0,0003)	-0,003*** (0,0003)	-0,003*** (0,0003)	-0,002*** (0,0003)	-0,002*** (0,0003)	-0,002*** (0,0003)
pSudeste	-0,0003 (0,0003)	-0,0004 (0,0003)	-0,001* (0,0003)	-0,001** (0,0003)	-0,0005* (0,0003)	-0,0005 (0,0003)
lag(pSindic, 1)		0,0005*** (0,0002)	0,0003** (0,0002)	0,0004** (0,0002)	0,0005*** (0,0002)	0,0004*** (0,0002)
pSindic		0,002*** (0,0002)	0,002*** (0,0002)	0,002*** (0,0002)	0,002*** (0,0002)	0,002*** (0,0002)
lag(pFormal, 1)			0,017 (0,017)	0,008 (0,018)	0,028 (0,018)	-0,105** (0,045)
pFormal			0,370** (0,017)	0,279** (0,019)	0,306*** (0,018)	-0,280** (0,045)
lag(pCP, 1)				-0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0002)	0,0002 (0,0002)
pCP				-0,003*** (0,0002)	-0,002*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)
lag(pEmp, 1)					0,002*** (0,0003)	0,002*** (0,0003)
pEmp					0,006*** (0,0003)	0,006*** (0,0003)
lag(pPrevid)						0,001*** (0,0005)
pPrevid						0,007*** (0,0005)
Observações	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468
R <sup>2</sup>	0,018	0,032	0,067	0,079	0,117	0,132
R <sup>2</sup> Ajustado	-0,087	-0,072	-0,034	-0,021	0,022	0,038
Estatística F	32,085*** (df = 7; 12160)	44,362*** (df = 9; 12158)	79,334*** (df = 11; 12156)	80,184*** (df = 13; 12154)	107,792*** (df = 15; 12152)	108,898*** (df = 17; 12150)

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5: Resultados para o painel de Efeitos Fixos para apenas Homens e para apenas Mulheres

	Variável Dependente: Insalario	
	Homens	Mulheres
lag(Insalario, 1)	0,060*** (0,012)	-0,019 (0,013)
lag(lnrsobren, 1)	0,043 (0,027)	-0,021 (0,037)
lnrsobren	-0,046* (0,028)	0,044 (0,038)
pNorte	-0,001** (0,001)	0,002*** (0,001)
pSul	-0,002*** (0,0005)	-0,001** (0,0004)
pNordeste	-0,002*** (0,0005)	-0,002*** (0,0004)
pSudeste	0,00002 (0,0004)	-0,001 (0,0004)
lag(pSindic, 1)	0,0004* (0,0002)	0,0004 (0,0002)
pSindic	0,002*** (0,0002)	0,001*** (0,0002)
lag(pFormal, 1)	-0,021 (0,056)	-0,178** (0,071)
pFormal	-0,471*** (0,055)	-0,097 (0,071)
lag(pCP, 1)	0,001*** (0,0004)	-0,0003 (0,0003)
pCP	-0,001*** (0,0004)	-0,001*** (0,0003)
lag(pEmp, 1)	0,002*** (0,0003)	0,002*** (0,0004)
pEmp	0,006*** (0,0003)	0,007*** (0,0004)
lag(pPrevid)	0,001 (0,001)	0,002*** (0,001)
pPrevid	0,008*** (0,001)	0,005*** (0,001)
Observações	6.931	6.537
R <sup>2</sup>	0,141	0,136
R <sup>2</sup> Ajustado	0,049	0,037
Estatística F	60,607*** (df = 17; 6258)	54,164*** (df = 17; 5865)

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Com a separação dos dados em 5 setores classificados em Agropecuária e Extrativismo (1), Serviços (2), Indústria Leve (3), Indústria Pesada (4) e Saúde, Educação e Administração Pública (5), observa-se que os resultados são heterogêneos (Tabela 6). O setor de Serviços foi o único a apresentar *rent-sharing* ao nível de significância estatística a 5%. Nesse setor, há uma extração de rendas dos lucros para os salários em torno de 17,5%. Este resultado contrapõe os trabalhos de Arbache e De Negri (2004) e de Decarli (2016), que encontraram *rent-sharing* para a Indústria Extrativa e para a Indústria de Transformação, que, neste trabalho, estão no setor (1) e no setor (4), respectivamente. Em relação a características sindicalizados, empregadores ou contribuintes para a previdência fazem aumentar os salários variando entre 0,1% a 1% dependendo do setor comparado a seus pares, exceto ser sindicalizado no setor (1) que não é significativo. Para as variáveis regiões, formal e conta própria, há redução dos rendimentos em compara a região Centro-Oeste, aos não formais e os não conta própria, respectivamente. Destaque para os trabalhadores formais, que podem ter uma redução de salários em até 61% no setor de Indústria Leve.

Por fim, a quarta heterogeneidade dos resultados é a formação de um subconjunto de dados com apenas trabalhadores sindicalizados e com apenas trabalhadores formais. Novamente o *rent-sharing* apresentou ser não significativo estaticamente nos dois modelos propostos (Tabela 7). Por outro lado, as outras variáveis ainda permanecem importantes e significativas estatisticamente para afetar o salário, como as variáveis pSindic, pEmp e pPrevid afetando positivamente, e como pCP e pFormal afetando negativamente no modelo 1 e no modelo 2, respectivamente.

Tabela 6: Resultados para o painel de Efeitos Fixos para setores.

Variável Dependente: Insalario					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lag(Insalario, 1)	-0,085*** (0,031)	0,014 (0,016)	0,002 (0,017)	0,006 (0,023)	0,270*** (0,021)
lag(Inrsobren, 1)	-0,078 (0,179)	-0,120* (0,063)	0,028 (0,042)	-0,046 (0,056)	0,007 (0,076)
Inrsobren	0,147 (0,133)	0,175** (0,068)	-0,031 (0,043)	-0,085 (0,055)	0,005 (0,077)
pNorte	0,005*** (0,001)	0,0003 (0,001)	0,001 (0,001)	-0,005*** (0,001)	0,002 (0,001)
pSul	-0,001 (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,00003 (0,001)
pNordeste	-0,001 (0,001)	-0,001** (0,0005)	-0,003*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,002** (0,001)
pSudeste	0,001 (0,001)	-0,0004 (0,0004)	-0,0004 (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,0002 (0,001)
lag(pSindic, 1)	-0,001 (0,001)	0,0002 (0,0003)	0,0004 (0,0003)	0,001** (0,0004)	0,001*** (0,0004)
pSindic	-0,001 (0,001)	0,003*** (0,0003)	0,001*** (0,0003)	0,002*** (0,0004)	0,002*** (0,0004)
lag(pFormal, 1)	0,192 (0,202)	-0,200*** (0,073)	0,006 (0,103)	-0,021 (0,156)	-0,240*** (0,047)
pFormal	0,067 (0,254)	-0,217*** (0,071)	-0,610*** (0,106)	-0,324** (0,144)	0,002 (0,049)
lag(pCP, 1)	-0,0004 (0,001)	-0,001** (0,0004)	0,001 (0,0005)	0,001 (0,001)	0,002** (0,001)
pCP	-0,004*** (0,001)	0,001*** (0,0004)	-0,001*** (0,0005)	-0,002*** (0,001)	0,001 (0,001)
lag(pEmp, 1)	0,003*** (0,001)	0,001*** (0,0005)	0,001*** (0,001)	0,002*** (0,001)	0,001 (0,001)
pEmp	0,010*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,004*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,009*** (0,001)
lag(pPrevid)	-0,0001 (0,002)	0,003*** (0,001)	-0,0004 (0,001)	0,001 (0,002)	0,002*** (0,001)
pPrevid	0,006** (0,003)	0,006*** (0,001)	0,010*** (0,001)	0,007*** (0,001)	0,004*** (0,001)
Observações	1.087	3.921	3.575	2.154	2.366
R <sup>2</sup>	0,307	0,140	0,112	0,144	0,211
R <sup>2</sup> Ajustado	0,209	0,046	0,006	0,036	0,121
Estatística F	24,783*** (df = 17; 952)	33,843*** (df = 17; 3534)	23,635*** (df = 17; 3192)	18,974*** (df = 17; 1912)	33,330*** (df = 17; 2123)

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 7: Resultados com dados com apenas indivíduos sindicalizados e com apenas indivíduos formais.

	Variável Dependente: Insalario	
	Sindicalizados	Formais
lag(Insalario, 1)	-0,040*** (0,010)	0,005 (0,009)
lag(lnrsobren, 1)	0,007 (0,061)	0,057 (0,043)
lnrsobren	-0,026 (0,063)	-0,064 (0,044)
pNorte	-0,113 (0,100)	0,048 (0,046)
pSul	-0,353*** (0,079)	-0,092** (0,038)
pNordeste	-0,421*** (0,078)	-0,141*** (0,038)
pSudeste	-0,201*** (0,070)	0,006 (0,034)
lag(pSindic, 1)	0,050 (0,034)	0,065*** (0,018)
pSindic	0,134*** (0,035)	0,233*** (0,018)
lag(pFormal, 1)	-0,126 (0,087)	-0,130** (0,051)
pFormal	-0,021 (0,086)	-0,146*** (0,053)
lag(pCP, 1)	-0,013 (0,054)	0,069** (0,030)
pCP	-0,106* (0,056)	0,032 (0,030)
lag(pEmp, 1)	0,359*** (0,050)	0,275*** (0,029)
pEmp	0,632*** (0,056)	0,696*** (0,031)
lag(pPrevid)	0,205** (0,093)	0,175*** (0,054)
pPrevid	0,178* (0,094)	0,176*** (0,056)
Observações	11.030	13.095
R <sup>2</sup>	0,033	0,068
R <sup>2</sup> Ajustado	-0,090	-0,036
Estatística F	19,675*** (df = 17; 9780)	50,277*** (df = 17; 11784)

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou verificar a existência do *rent-sharing* no Brasil entre 2002-2015. Foi construído um painel de dados para relacionar a taxa de lucro das empresas e salários dos indivíduos, buscando testar a existência de *rent-sharing*. O estudo sobre essa conexão é inovador diante da literatura revisada, visto que não foram encontrados trabalhos para o Brasil nos quais o *rent-sharing* é analisado para o conjunto da economia, integrando uma base dados individuais a uma base de dados setorial. Também, é inovador ao realizar uma ampla gama de heterogeneidade dos resultados, como controle de endogeneidade, subconjuntos de setores, subconjunto de homens e de mulheres, e subconjunto de trabalhadores formais e de sindicalizados.

Os resultados demonstraram que não há evidências para o *rent-sharing* no Brasil no período 2002-2015 ao nível de dados setorial, tanto para sem controle de endogeneidade quanto para a presença. Por outro lado, obteve-se *rent-sharing* para quando considerado apenas o setor de serviços ou indivíduos homens (ainda que com baixa significância). Tais resultados, indicam que, apesar das variações nos rendimentos setoriais do capital, os trabalhadores da economia brasileira tiveram baixo poder de barganha, impedindo-os de atingirem melhores salários.

Deste modo, espera-se que esses resultados estimulem a criação de novas frentes de trabalho sobre esse tema na busca de razões que expliquem a inexistência desse fenômeno econômico ou outras formas de construção de dados e de modelos econométricos para se buscar a existência do *rent-sharing* ou então reafirmar sua inexistência na economia brasileira.

## REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, Daron; AUTOR, David. Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. In: **Handbook of labor economics**. Elsevier, 2011. p. 1043-1171.
- ACEMOGLU, Daron; HE, Alex; LE MAIRE, Daniel. **Eclipse of Rent-Sharing: The Effects of Managers' Business Education on Wages and the Labor Share in the US and Denmark**. National Bureau of Economic Research, 2022.
- ARAI, Mahmood; HEYMAN, Fredrik. Microdata evidence on rent-sharing. **Applied Economics**, v. 41, n. 23, p. 2965-2976, 2009.
- ARBACHE, Jorge et al. Produtividade no setor de serviços. **Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes**, v. 2, p. 277-300, 2015.
- ARBACHE, Jorge Saba; DE NEGRI, João Alberto. Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, p. 159-184, 2004.
- ASKENAZY, Philippe; CETTE, Gilbert; MAAREK, Paul. Rent building, rent sharing-A panel country-industry empirical analysis. 2012.
- ASSIS, Carolina; CORSEUIL, Carlos Henrique; FREGUGLIA, Ricardo da Silva: Rent-Sharing e Desigualdade Salarial Intrafirma, Texto para Discussão, No. 2534, **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, Brasília, 2019.
- BAGGER, Jesper; CHRISTENSEN, Bent Jesper; MORTENSEN, Dale T. Wage and labor productivity dispersion: The roles of total factor productivity, labor quality, capital intensity, and rent sharing. In: **2014 Meeting Papers**. 2014.
- BELL, Brian; BUKOWSKI, Pawel; MACHIN, Stephen: Rent Sharing and Inclusive Growth. Working Paper (29). International Inequalities Institute, **London School of Economics and Political Science**, London, UK, 2019.
- BLANCHFLOWER, David G.; BRYSON, Alex. Changes over time in union relative wage effects in the UK and the US revisited. **International handbook of trade unions**, p. 197-245, 2003.
- BLANCHFLOWER, David G.; OSWALD, Andrew J. **Internal and external influences upon pay settlements**. Centre for Labour Economics, London School of Economics, 1987.
- BLANCHFLOWER, David G.; OSWALD, Andrew J.; GARRETT, Mario D. Insider power in wage determination. 1989.

- BLANCHFLOWER, David; OSWALD, Andrew e SANFEY, Peter: Wages, Profits, and Rent-Sharing. **The Quarterly Journal of Economics**, Vol.111 n° 1 p.227-251, 1996.
- BUDD, John W.; KONINGS, Jozef; SLAUGHTER, Matthew J. Wages and international rent sharing in multinational firms. **The Review of Economics and Statistics**, p. 73-84, 2005.
- BUDD, John W.; SLAUGHTER, Matthew J. Are profits shared across borders? Evidence on international rent sharing. **Journal of Labor Economics**, v. 22, n. 3, p. 525-552, 2004.
- CAMPOS, Silvia Horst. A questão dos determinantes dos salários nas teorias clássica, marxista e neoclássica. **Ensaio FEE**, v. 12, n. 1, p. 131-157, 1991.
- CARD, David; DEVICIENTI, Francesco; MAIDA, Agata. Rent-sharing, holdup, and wages: Evidence from matched panel data. **Review of Economic Studies**, v. 81, n. 1, p. 84-111, 2014.
- CARD, David et al. Firms and labor market inequality: Evidence and some theory. **Journal of Labor Economics**, v. 36, n. S1, p. S13-S70, 2018.
- CARNEIRO, Francisco G. Efficiency wages, insiders-outsiders e determinação de salários: teorias e evidência. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 17, p. 278-298, 1997.
- CETTE, Gilbert; LOPEZ, Jimmy; MAIRESSE, Jacques. **Rent creation and sharing: New measures and impactson tfp**. National Bureau of Economic Research, 2018.
- CHAMBERLAIN, Neil W.; KUHN, James W. **Collective bargaining**. New York: McGraw-Hill [1965], 1965.
- DECARLI, Aline Saules: Rent-Sharing No Setor Industrial Brasileiro: Uma Análise Empírica para o Período de 2002 – 2012 / Aline Saules Decarli, 2016.
- DICKENS, William. Wages, employment and the threat of collective action by workers. 1986.
- 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.
- FIUZA-MOURA, Flávio Kaue; MAIA, Katy. Considerações empíricas acerca da aplicação do procedimento de Heckman: Há viés de seleção amostral na indústria brasileira?. **Economia & Região**, v. 3, n. 2, p. 131-144, 2015.

- FUKAO, Kyoji; PERUGINI, Cristiano; POMPEI, Fabrizio: Labour Market Regimes, Technology and Rent-Sharing in Japan. **Economic Modelling**, v. 112, p. 105856, 2022.
- GIBBONS, Robert; KATZ, Lawrence. Does unmeasured ability explain inter-industry wage differentials?. **The Review of Economic Studies**, v. 59, n. 3, p. 515-535, 1992.
- GOLDIN, Claudia; KATZ, Lawrence F. The race between education and technology: The evolution of US educational wage differentials, 1890 to 2005. 2009.
- GOOS, Maarten; KONINGS, Jozef. Does Rent-Sharing Exist in Belgium? **Reflets et Perspectives de la vie économique**, v. 40, n. 1, p. 65-79, 2001.
- GUERTZGEN, Nicole. Rent-sharing and collective wage contracts—evidence from German establishment-level data. **Applied Economics**, v. 42, n. 22, p. 2835-2854, 2010.
- GÜRTZGEN, Nicole. Rent-sharing and collective bargaining coverage: Evidence from linked employer–employee data. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 111, n. 2, p. 323-349, 2009.
- HAISKEN-DENEW, John P.; SCHMIDT, Christoph M. Interindustry and interregion differentials: Mechanics and interpretation. **Review of economics and Statistics**, v. 79, n. 3, p. 516-521, 1997.
- HECKMAN, James J. **Sample selection bias as a specification error (with an application to the estimation of labor supply functions)**. National Bureau of Economic Research, 1977.
- HECKMAN, James J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 153-161, 1979.
- HORN, Carlos Henrique. Poder de barganha dos sindicatos e negociações coletivas na indústria do Rio Grande do Sul, 1979-1995. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 28, p. 510-529, 2008.
- KATZ, Lawrence F. Efficiency wage theories: A partial evaluation. **NBER macroeconomics annual**, v.1, p. 235-276, 1986.
- KRUEGER, Alan B.; SUMMERS, Lawrence H. Reflections on the inter-industry wage structure. 1986.
- LESTER, Richard A. Wage diversity and its theoretical implications. **The Review of Economics and Statistics**, v. 28, n. 3, p. 152-159, 1946.

- LINDBECK, Assar et al. **Efficiency wages versus insiders and outsiders**. CEPR Discussion Paper Series, Centre for Economic Policy Research (CEPR), London, 1987.
- LINDBECK, Assar; SNOWER, Dennis J. Cooperation, harassment, and involuntary unemployment: an insider-outsider approach. **The American Economic Review**, p. 167-188, 1988a.
- LINDBECK, Assar; SNOWER, Dennis J. Long-term unemployment and macroeconomic policy. In: **Economic Models of Trade Unions**. Dordrecht: Springer Netherlands, 1987b. p. 243-251.
- MARGOLIS, D. N.; SALVANES, K. G. Do firms really share rents with their workers? Discussion Paper no. 330, **Institute for the Study of Labor**, 2001.
- MARTINS, Pedro; ESTEVES, L. A.: Rent-Sharing nas Indústrias Brasileiras. In: De Negri J.; De Negri F.; Coelho D.. (Org.). Tecnologia, Exportação e Emprego. Brasília: **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA**, v., p. 341-366, 2006.
- MARTINS, Pedro S. Rent sharing before and after the wage bill. **Applied Economics**, v. 41, n. 17, p. 2133-2151, 2009.
- MATANO, Alessia; NATICCHIONI, Paolo. The extent of rent sharing along the wage distribution. **British Journal of Industrial Relations**, v. 55, n. 4, p. 751-777, 2017.
- MILTON, Friedman. The social responsibility of business is to increase its profits. **New York times magazine**, v. 13, 1970.
- MINCER, J.. Schooling, Experience, and Earnings. New York: **Columbia University Press**, 1974.
- MONTE, Paulo Aguiar do; RAMALHO, Hilton Martins de Brito; PEREIRA, Márcia de Lima. O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 15, p. 613-639, 2011.
- NESTA, Lionel; SCHIAVO, Stefano. International competition and rent sharing in French manufacturing. 2018.
- PISTORESI, Barbara; STROZZI, Chiara: Rent Sharing and Bargaining Levels: Evidence from Italy. **Giornale Degli Economisti e Annali Di Economia**, vol. 62 (Anno 116), no. 2, pp. 145–70, 2003.
- ROSE, Nancy L. Labor rent sharing and regulation: Evidence from the trucking industry. **Journal of Political Economy**, v. 95, n. 6, p. 1146-1178, 1987.

- RUSINEK, Michael; RYCX, François. Rent-Sharing under Different Bargaining Regimes: Evidence from Linked Employer–Employee Data. **British Journal of Industrial Relations**, v. 51, n. 1, p. 28-58, 2013.
- SEABRA, Fernando. Uma revisão teórica dos salários. **Textos de Economia**, v. 3, n. 1, p. 20-34, 1989.
- SEMYKINA, Anastasia; WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Estimating panel data models in the presence of endogeneity and selection. **Journal of Econometrics**, v. 157, n. 2, p. 375-380, 2010.
- SLICHTER, Sumner H: Notes on the Structure of Wages. **The Review of Economics and Statistics**, vol. 32, no. 1, pp. 80–91, 1950.
- VARIAN, Hal R. **Microeconomia-princípios básicos**. Elsevier Brasil, 2006.

## Apêndice A:

Quadro 2: Setores correspondentes a PNAD e ao Sistema de Contas Nacionais com os setores criado por este trabalho.

CNAE PNAD	SCN36	Nome dos Setores	SCN51
1101;1102;1103;1104;1105;1106;1107;1108;1109;1110;1111;1112;1113;1114;1115;1116;1117;1118;2001;2002	1	Agricultura, silvicultura, exploração florestal	1
1201;1202;1203;1204;1205;1206;1207;1208;1209;1300;1401;1402;1500;5001;5002	2	Pecuária e pesca	2
11000;10000;12000;13001;13002;14001;14002;14003;14004	3	Outros da indústria extrativa	3;4
15010;15021;15022;15030;15041;15042;15043;15055;16000	4	Alimentos e Bebidas	5;6;7
17001;17002	5	Têxteis	8
18001;18002	6	Artigos do vestuário e acessórios	9
19011;19012;19020	7	Artefatos de couro e calçados	10
20000	8	Produtos de madeira - exclusive móveis	11
21001;21002	9	Celulose e produtos de papel	12
22000	10	Jornais, revistas, discos	13
23010;23020;23030;23400;24010;24020;24090	11	Produtos químicos	14;15;16;17;18;19;21;22;23
24030	12	Perfumaria, higiene e limpeza	20
25010;25020	13	Artigos de borracha e plástico	24
26010;26091;26092	14	Produtos de minerais não-metálicos	25
27001;27002;27003	15	Metalurgia básica	26
28001;28002	16	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	27
29001;29002	17	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	28;29
30000;31001;31002;32000;33001;33002;33003;33004;33005	18	Máquinas para escritório aparelhos e material eletrônico	30
34001;34003;34002;35010;35020;35030;35090	19	Veículos automotores, reboques e carrocerias	31;32;33
36010;36090;37000	20	Móveis e produtos das indústrias diversas	34

40010;40020;41000;90000	21	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	35
45005;45999	22	Construção	36
50010;50030;50050;53010;53020;53030;53041;53042; 53050;53061;53062;53063;53064;53065;53066;53067; 53068;53070;53080;53090;53101;53102	23	Comércio	37
60010;60020;60031;60032;60040;60091;60092;61000; 62000;63010;63021;63022;63030;64010	24	Transporte, armazenagem e correio	38
64020;72010;72020;92011;92012;92013;92014;92020	25	Serviços de informação	39
65000;66000;67010;67020	26	Intermediação financeira e seguros	40
70001;70002;71010;71020;71030	27	Serviços imobiliários e aluguel	41
50020;50040;53111;53112;53113	28	Serviços de manutenção e reparação	42
55010;55020;55030	29	Serviços de alojamento e alimentação	43
73000;74011;74012;74021;74022;74030;74040;74050; 74060;74090	30	Serviços prestados às empresas	44
80012;80090	31	Educação mercantil	45
85012;85013;85020;85030	32	Saúde Mercantil	46
91010;91020;91091;91092;92015;92030;92040;93010; 93020;93030;93091;93092;95000;99000	33	Outros serviços	47;48
80011	34	Educação Pública	49
85011	35	Saúde Pública	50
75011;75012;75013;75014;75015;75016;75017;75020	36	Administração pública e seguridade social	51

Fonte: Elaboração própria.

## Apêndice B

Tabela 8: Resultados da Equação Minceriana

	Variável Dependente: Insalario			
	(1)	(2)	(3)	(4)
IdadeAnosClasse31-45	0,293** (0,008)	0,252** (0,008)	0,249** (0,008)	0,154** (0,007)
IdadeAnosClasse46+	0,346** (0,010)	0,315** (0,010)	0,293** (0,010)	0,166** (0,009)
Idade2	0,00002** (0,00000)	-0,00000 (0,00000)	-0,00002** (0,00000)	0,00001** (0,00000)
AnosEstudoBaixa	-1,450** (0,009)	-1,425** (0,009)	-1,180** (0,009)	-1,003** (0,008)
AnosEstudoMedia	-0,851** (0,007)	-0,836** (0,007)	-0,731** (0,007)	-0,671** (0,007)
RacaOutras	-0,218** (0,002)	-0,202** (0,002)	-0,161** (0,002)	-0,126** (0,002)
SexoMulher	-0,203** (0,007)	-0,138** (0,007)	-0,171** (0,007)	-0,115** (0,006)
IMR	-0,074** (0,020)	-0,077** (0,020)	0,081** (0,019)	-0,081** (0,017)
ChefeOutros		-0,129** (0,002)	-0,110** (0,002)	-0,141** (0,002)
CasalMaeSolteira		-0,142** (0,002)	-0,114** (0,002)	-0,126** (0,002)
CasalOutTipFam		-0,123** (0,003)	-0,085** (0,003)	-0,090** (0,003)
TotalMor		-0,043** (0,001)	-0,036** (0,001)	-0,021** (0,001)
PrevidNao Contribuinte			-0,469** (0,004)	-0,394** (0,004)
PosOcuPrinContraProp			0,075** (0,004)	0,105** (0,004)
PosOcuPrinDomCarteiraAss			-0,132** (0,004)	-0,154** (0,004)
PosOcuPrinDomSemCarteiraAss			0,046** (0,005)	0,011** (0,005)
PosOcuPrinEmpregador			0,603** (0,006)	0,635** (0,006)
PosOcuPrinFuncPubl			0,264** (0,004)	0,344** (0,004)
PosOcuPrinMilitar			0,757** (0,018)	0,663** (0,018)
PosOcuPrinSemCarteiraAss			0,075** (0,004)	0,100** (0,004)
regioesNordeste				-0,293** (0,006)
regioesSudeste				-0,010* (0,006)
regioesSul				0,035** (0,006)
regioesCentro-Oeste				0,104** (0,007)
MetroOutros				-0,113**

				(0,004)
UrbanoUrbano				0,261*** (0,005)
AnodeReferencia2002				-0,012* (0,007)
AnodeReferencia2003				-0,077*** (0,007)
AnodeReferencia2004				-0,064*** (0,007)
AnodeReferencia2005				-0,005 (0,007)
AnodeReferencia2006				0,047*** (0,007)
AnodeReferencia2007				0,087*** (0,007)
AnodeReferencia2008				0,089*** (0,007)
AnodeReferencia2009				0,101*** (0,007)
AnodeReferencia2011				0,136*** (0,008)
AnodeReferencia2012				0,213*** (0,008)
AnodeReferencia2013				0,229*** (0,008)
AnodeReferencia2014				0,274*** (0,007)
AnodeReferencia2015				0,277*** (0,008)
Constante	4,128*** (0,006)	4,402*** (0,007)	4,288*** (0,007)	3,969*** (0,012)
Observações	2.254.867	2.254.867	2.254.867	2.254.867
Probabilidade Log	-3.154.075,00	-3.139.111,00	-3.063.454,00	-3.001.841,00
Akaike Inf. Crit.	6.308.169,00	6.278.248,00	6.126.949,00	6.003.762,00

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

## Apêndice C

Tabela 9: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente modelo0.

	Variável Dependente: modelo0					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag(modelo0, 1)	-0,044*** (0,009)	-0,044*** (0,009)	-0,042*** (0,009)	-0,042*** (0,009)	-0,042*** (0,009)	-0,042*** (0,009)
lag(lnrsobren, 1)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)
lnrsobren	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)	0,0003 (0,003)	-0,0001 (0,003)	-0,0001 (0,003)	-0,001 (0,003)
pNorte	0,0002*** (0,00005)	0,0002*** (0,00005)	0,0002*** (0,00004)	0,0002*** (0,00004)	0,0002*** (0,00004)	0,0002*** (0,00004)
pSul	0,0001*** (0,00004)	0,0001*** (0,00004)	0,0001** (0,00004)	0,0001** (0,00004)	0,0001** (0,00004)	0,0001** (0,00004)
pNordeste	0,0001*** (0,00004)	0,0001*** (0,00004)	0,0001*** (0,00004)	0,0001*** (0,00004)	0,0001*** (0,00004)	0,0001*** (0,00004)
pSudeste	0,0002*** (0,00003)	0,0002*** (0,00003)	0,0001*** (0,00003)	0,0002*** (0,00003)	0,0002*** (0,00003)	0,0002*** (0,00003)
lag(pSindic, 1)		0,00001 (0,00002)	-0,00000 (0,00002)	-0,00001 (0,00002)	-0,00001 (0,00002)	-0,00001 (0,00002)
pSindic		0,0001*** (0,00002)	0,00004** (0,00002)	0,00004* (0,00002)	0,00004** (0,00002)	0,00003* (0,00002)
lag(pFormal, 1)			0,0002 (0,002)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,005)
pFormal			0,032*** (0,002)	0,038*** (0,002)	0,038*** (0,002)	0,005 (0,005)
lag(pCP, 1)				0,00000 (0,00003)	-0,00000 (0,00003)	-0,00000 (0,00003)
pCP				0,0002*** (0,00003)	0,0002*** (0,00003)	0,0003*** (0,00003)
lag(pEmp, 1)					-0,00003 (0,00003)	-0,00003 (0,00003)
pEmp					0,0001* (0,00003)	0,0001** (0,00003)
lag(pPrevid)						0,00001 (0,0001)
pPrevid						0,0004*** (0,0001)
Observações	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468
R <sup>2</sup>	0,005	0,007	0,028	0,032	0,033	0,036
R <sup>2</sup> Ajustado	-0,102	-0,100	-0,077	-0,072	-0,072	-0,068
Estatística F	8,388*** (df = 7; 12160)	9,354*** (df = 9; 12158)	31,253*** (df = 11; 12156)	31,073*** (df = 13; 12154)	27,253*** (df = 15; 12152)	26,952*** (df = 17; 12150)

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 10: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente modelo1.

	Variável Dependente: modelo1					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag(modelo1, 1)	-0,046*** (0,009)	-0,047*** (0,009)	-0,047*** (0,009)	-0,048*** (0,009)	-0,048*** (0,009)	-0,050*** (0,009)
lag(lnrsobren, 1)	0,006 (0,004)	0,006 (0,004)	0,005 (0,004)	0,005 (0,004)	0,005 (0,004)	0,006 (0,004)
lnrsobren	-0,002 (0,004)	-0,002 (0,004)	-0,003 (0,004)	-0,004 (0,004)	-0,004 (0,004)	-0,005 (0,004)
pNorte	0,00001 (0,0001)	0,00001 (0,0001)	0,00004 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)
pSul	0,0002*** (0,0001)	0,0002*** (0,0001)	0,0002*** (0,0001)	0,0002*** (0,0001)	0,0002*** (0,0001)	0,0002*** (0,0001)
pNordeste	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,00003 (0,0001)	-0,00004 (0,0001)	-0,00003 (0,0001)	-0,00003 (0,0001)
pSudeste	0,0001** (0,00005)	0,0001** (0,00005)	0,0001* (0,00005)	0,0001** (0,00005)	0,0001** (0,00005)	0,0001** (0,00005)
lag(pSindic, 1)		0,00000 (0,00003)	-0,00002 (0,00003)	-0,00002 (0,00003)	-0,00002 (0,00003)	-0,00003 (0,00003)
pSindic		0,0002*** (0,00003)	0,0001*** (0,00003)	0,0001*** (0,00003)	0,0001*** (0,00003)	0,0001*** (0,00003)
lag(pFormal, 1)			0,003 (0,003)	0,006* (0,003)	0,006* (0,003)	0,006 (0,007)
pFormal			0,036*** (0,003)	0,046*** (0,003)	0,047*** (0,003)	-0,017** (0,007)
lag(pCP, 1)				0,0001* (0,00004)	0,0001 (0,00004)	0,00005 (0,00004)
pCP				0,0003*** (0,00004)	0,0004*** (0,00004)	0,0004*** (0,00004)
lag(pEmp, 1)					-0,0001 (0,00004)	-0,0001 (0,00004)
pEmp					0,0001*** (0,00004)	0,0002*** (0,00004)
lag(pPrevid)						-0,00001 (0,0001)
pPrevid						0,001*** (0,0001)
Observações	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468
R <sup>2</sup>	0,007	0,011	0,025	0,031	0,032	0,039
R <sup>2</sup> Ajustado	-0,100	-0,095	-0,080	-0,073	-0,073	-0,065
Estatística F	12,041*** (df = 7; 12160)	15,590*** (df = 9; 12158)	28,242*** (df = 11; 12156)	30,134*** (df = 13; 12154)	26,908*** (df = 15; 12152)	29,129*** (df = 17; 12150)

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 11: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente modelo2.

	Variável Dependente: modelo2					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag(modelo2, 1)	-0,022** (0,009)	-0,026*** (0,009)	-0,040*** (0,009)	-0,042*** (0,009)	-0,063*** (0,009)	-0,066*** (0,009)
lag(lnrsobren, 1)	-0,004 (0,008)	-0,005 (0,008)	-0,008 (0,006)	-0,008 (0,006)	0,003 (0,004)	0,006* (0,003)
lnrsobren	0,005 (0,008)	0,003 (0,008)	-0,003 (0,006)	-0,001 (0,006)	0,004 (0,004)	-0,001 (0,003)
pNorte	-0,0002* (0,0001)	-0,0002 (0,0001)	0,00003 (0,0001)	-0,00003 (0,0001)	0,00000 (0,0001)	0,0001 (0,0001)
pSul	0,001*** (0,0001)	0,001*** (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0002*** (0,0001)	0,0001*** (0,00005)
pNordeste	-0,0004*** (0,0001)	-0,0004*** (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	0,00002 (0,0001)	0,00001 (0,00005)
pSudeste	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	-0,00004 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,00005)	0,0001** (0,00004)
lag(pSindic, 1)		0,0001** (0,0001)	-0,00003 (0,00004)	-0,00000 (0,00004)	0,00002 (0,00003)	-0,00001 (0,00002)
pSindic		0,001*** (0,0001)	0,00002 (0,00004)	0,00003 (0,00004)	0,0002*** (0,00003)	0,0001*** (0,00002)
lag(pFormal, 1)			0,017*** (0,005)	0,017*** (0,006)	0,030*** (0,005)	0,008 (0,006)
pFormal			0,379*** (0,004)	0,347*** (0,005)	0,374*** (0,003)	-0,063*** (0,006)
lag(pCP, 1)				0,00004 (0,0001)	0,00005 (0,00004)	0,00002 (0,00004)
pCP				-0,001*** (0,0001)	0,00002 (0,00004)	0,0005*** (0,00004)
lag(pEmp, 1)					0,0003*** (0,0001)	0,0003*** (0,0001)
pEmp					0,006*** (0,00005)	0,006*** (0,00004)
lag(pPrevid)						0,0002*** (0,0001)
pPrevid						0,005*** (0,0001)
Observações	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468
R <sup>2</sup>	0,015	0,030	0,402	0,416	0,736	0,818
R <sup>2</sup> Ajustado	-0,091	-0,075	0,337	0,353	0,708	0,798
Estatística F	25,969*** (df = 7; 12160)	41,102*** (df = 9; 12158)	742,085*** (df = 11; 12156)	666,020*** (df = 13; 12154)	2,260,587*** (df = 15; 12152)	3,210,339*** (df = 17; 12150)

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 12: Resultados para o painel de Efeitos Fixos, dados para o Brasil, entre 2002 e 2015 com variável dependente modelo3.

Variável Dependente: modelo3						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag(modelo3, 1)	-0,003 (0,008)	-0,005 (0,008)	-0,016** (0,008)	-0,015** (0,008)	-0,025*** (0,007)	-0,021*** (0,007)
lag(lnrsobren, 1)	-0,007 (0,007)	-0,007 (0,007)	-0,010 (0,006)	-0,009 (0,006)	0,002 (0,004)	0,004 (0,004)
lnrsobren	0,002 (0,008)	0,001 (0,008)	-0,004 (0,006)	-0,002 (0,006)	0,003 (0,004)	-0,002 (0,004)
pNorte	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)
pSul	-0,0001 (0,0001)	-0,0002 (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)
pNordeste	-0,004*** (0,0001)	-0,004*** (0,0001)	-0,004*** (0,0001)	-0,004*** (0,0001)	-0,004*** (0,0001)	-0,004*** (0,0001)
pSudeste	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,0001)	-0,001*** (0,00005)
lag(pSindic, 1)		0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,00004)	-0,00003 (0,00004)	-0,00002 (0,00003)	-0,00003 (0,00003)
pSindic		0,001*** (0,0001)	-0,00004 (0,00005)	-0,00004 (0,00005)	0,0001*** (0,00003)	0,0001** (0,00003)
lag(pFormal, 1)			0,011** (0,005)	0,011** (0,005)	0,019*** (0,004)	0,022*** (0,008)
pFormal			0,306*** (0,005)	0,274*** (0,005)	0,302*** (0,004)	-0,065*** (0,008)
lag(pCP, 1)				0,0001 (0,0001)	0,00003 (0,00005)	-0,00002 (0,00004)
pCP				-0,001*** (0,0001)	0,00004 (0,00005)	0,0004*** (0,00004)
lag(pEmp, 1)					0,0001** (0,0001)	0,0001 (0,0001)
pEmp					0,006*** (0,0001)	0,006*** (0,00005)
lag(pPrevid)						-0,0001 (0,0001)
pPrevid						0,004*** (0,0001)
Observações	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468	13.468
R <sup>2</sup>	0,245	0,251	0,448	0,460	0,737	0,784
R <sup>2</sup> Ajustado	0,163	0,170	0,388	0,401	0,708	0,760
Estatística F	562,433*** (df = 7; 12160)	452,274*** (df = 9; 12158)	895,946*** (df = 11; 12156)	795,535*** (df = 13; 12154)	2,269,426*** (df = 15; 12152)	2,590,989*** (df = 17; 12150)

Nota: \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Erro-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Apêndice D:

Quadro 3: Agregação setorial

<b>Setores</b>	<b>SCN36*</b>
Agropecuária e Extrativismo (1)	1, 2 e 3
Serviços (2)	21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29 e 30
Indústria Leve (3)	4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13 e 14
Indústria Pesada (4)	15, 16, 17, 18, 19 e 20
Saúde, Educação e Administração Pública (5)	31, 32, 33, 34, 35 e 36

Fonte: Elaboração própria.

\* Quadro 2