

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

ALINE SAULES DECARLI

***RENT-SHARING* NO SETOR INDUSTRIAL BRASILEIRO: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA PARA O PERÍODO DE 2002 - 2012**

**SÃO PAULO
2016**

ALINE SAULES DECARLI

***RENT-SHARING* NO SETOR INDUSTRIAL BRASILEIRO: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA PARA O PERÍODO DE 2002 - 2012**

Dissertação apresentada à Escola
de Economia de São Paulo da
Fundação Getúlio Vargas, como
requisito para obtenção do título de
Mestre em Economia.

Campo de conhecimento:
Economia do Trabalho

Orientador: Prof^a Dr^a Verônica Inês
Fernandez Orellano

SÃO PAULO

2016

Decarli, Aline Saules.

Rent-Sharing no setor industrial brasileiro: uma análise empírica para o período de 2002 – 2012 / Aline Saules Decarli. - 2016. 49 f.

Orientador: Verônica Inês Orellano

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Economia do trabalho. 2. Salários. 3. Participação no lucro da empresa. 4. Lucros. 5. Produção (Teoria econômica). I. Orellano, Verônica Inês. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 331.24

RESUMO

Este trabalho visa analisar a existência de *rent-sharing* no setor industrial brasileiro entre os anos de 2002 e 2012. Este tema já foi amplamente abordado pela literatura internacional, onde é possível identificar evidências que corroboram a existência de *rent-sharing* nas economias desenvolvidas. Porém, para a economia brasileira este tema ainda foi pouco explorado e não temos conhecimento de estudos empíricos realizados para os anos mais recentes. A fim de examinar empiricamente a relação entre os lucros das firmas e a remuneração de seus trabalhadores, foram estimados dois modelos. Primeiramente, um modelo em *cross section*, que tem como unidade de observação o trabalhador, utilizando uma base de dados estruturada através do cruzamento da RAIS e da PIA. Também foi analisado se esta correlação ocorre de forma homogênea entre os níveis de qualificação dos trabalhadores. Em seguida, foi realizada a estimativa em painel dinâmico, cujo nível de agregação é o setor industrial, prevendo também a correção para o clássico problema de endogeneidade entre os lucros das firmas e os salários dos trabalhadores por meio de variáveis instrumentais. Os resultados indicam que um aumento no nível de rentabilidade das firmas gera, no longo prazo, uma elevação dos salários pagos naquele setor, porém este efeito é de baixa magnitude.

Palavras-Chave: *Rent-sharing*. Prêmio Salarial. Brasil. Economia do Trabalho. Variáveis Instrumentais.

ABSTRACT

This work analyzes the existence of *rent-sharing* in the Brazilian industrial sector between the years of 2002 and 2012. This subject has been widely discussed by the international literature, where it is possible to identify evidence supporting the existence of *rent-sharing* in developed economies. However, considering the Brazilian economy this subject has been little explored and the last empirical studies are limited to the early days of the 90s and 2000s, a period represented by high volatility in the Brazilian economy and also in the labor market. Furthermore, we are not aware of the existence of empirical studies on the subject in the most recent years. In order to empirically examine the relationship between firms' profits and the remuneration of their employees two models were estimated. First, a model in *cross section using a detailed individual-level* matched data from RAIS and PIA. We also examined whether this correlation occurs evenly between the many level skill from workers. Then the estimate in dynamic panel was held, where the level of aggregation is the industrial sector, we also provided for the correction to the classical endogeneity problem between profits and wages through the use of instrumental variables. The result indicates that an increase in firms' profitability level results in the long run, a rise in wages paid by that sector, but the magnitude of this effect is negligible.

Keywords: *Rent- sharing*. Wage Premium. Brazil. Labour Economics. Instrumental Variables.

SUMÁRIO

RESUMO.....	3
ABSTRACT	4
SUMÁRIO	8
TABELAS	9
APÊNDICE	9
1 INTRODUÇÃO	8
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	10
2.1. <i>RENT-SHARING</i> E DETERMINAÇÃO SALARIAL.....	10
2.2. TRÊS MODELOS TEÓRICOS PARA A CORRELAÇÃO ENTRE SALÁRIOS E RENTABILIDADE.....	13
2.3. RENT-SHARING NO MUNDO	17
2.4. RENT-SHARING NO BRASIL	19
3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA	24
3.1. SELEÇÃO DE DADOS	25
3.2. METODOLOGIA.....	29
3.3. O PROBLEMA DA ENDOGENEIDADE E DEMAIS TESTES DE CONSISTÊNCIA	32
4 RESULTADOS	33
4.1. SALÁRIOS E LUCROS: UMA RELAÇÃO DE CURTO PRAZO	33
4.1.1. HETEROGENEIDADE NA RELAÇÃO ENTRE RENTABILIDADE E SALÁRIOS: O PAPEL DO NÍVEL DE QUALIFICAÇÃO DO TRABALHADOR	34
4.2. <i>RENT-SHARING NA INDÚSTRIA BRASILEIRA</i>	37
5 CONCLUSÕES	39
6 REFERÊNCIAS	42
7 APÊNDICE	45

TABELAS

Tabela 1: Estatística descritiva	29
Tabela 2: Estimativas da regressão em <i>Cross Section</i>	34
Tabela 3: Classificação da faixa de escolaridade do trabalhador	35
Tabela 4: <i>Cross Section</i> - Resumo das estimativas considerando a faixa de escolaridade do trabalhador	36
Tabela 5: Painel dinâmico - Resumo das estimativas com Defasagem da Variável de Rentabilidade.....	37
Tabela 6: Lester Range	39

APÊNDICE

Apêndice 1: Lista de setores analisados (por CNAE)	45
Apêndice 2: Resultados das estimativas em <i>Cross Section</i>	47
Apêndice 3: Resultado das estimativas em <i>Cross Section</i> por nível de qualificação do trabalhador (variável de rentabilidade: lucro bruto, lucro líquido e valor adicionado por pessoal médio ocupado)	48
Apêndice 4: Resultados das estimativas em painel dinâmico (variável de rentabilidade: lucro bruto por pessoal médio ocupado)	49
Apêndice 5: Resultados das estimativas em painel dinâmico (variável de rentabilidade: lucro líquido por pessoal médio ocupado).....	50

1 INTRODUÇÃO

Um dos principais temas discutidos em economia do trabalho é a disparidade salarial dos trabalhadores. A fim de identificar quais são os fatores responsáveis pelos diferenciais salariais os estudos empíricos consideram fatores referentes às características individuais dos trabalhadores, às características dos setores no qual estão empregados e às economias em que estão inseridos. Diversas são as evidências empíricas de que trabalhadores igualmente capacitados são remunerados de forma heterogênea (Blanchflower et al., 1996 apud Slichter, 1950). E isto não se restringe aos países em desenvolvimento, como o Brasil. Estas evidências também são identificadas em grande parte das economias desenvolvidas.

Segundo o modelo econômico competitivo tradicional, os salários são obtidos através de modelos de maximização, sendo que as firmas são *prices takers* e estão sujeitas à rigidez dos preços (salários) determinados de forma exógena. Estes modelos falham ao tentar explicar as evidências de que diferentes firmas pagam diferentes salários para trabalhadores homogêneos.

Uma dimensão específica a respeito do diferencial salarial que atrai atenção de pesquisadores é o papel que a rentabilidade das firmas desempenha sobre ele. Na década de 70, a teoria de *rent-sharing* surgiu a partir do reconhecimento das diferentes habilidades de trabalhadores e/ou sindicatos de extraírem rendas econômicas de seus empregadores e as traduzirem em maiores salários. Desta forma, firmas que apresentam incremento de rentabilidade também apresentariam incrementos salariais, constituindo um fluxo de direcionamento de renda das firmas para os trabalhadores.

Esta correlação entre a rentabilidade das firmas e os aumentos salariais está sujeita a críticas. Uma delas é a de que pode ser causada pela existência de efeitos fixos da indústria. Isto é, uma indústria pode empregar em sua produção uma dada tecnologia que requer um nível salarial mais elevado e também apresentar altas taxas de retorno sobre o capital (Blanchflower et al., 1996). Nickell (1998) também ressalta que a capacitação e o desenvolvimento das competências dos

trabalhadores (“*skill level*”) tende a elevar tanto os *quasi-rents* quanto os salários pagos, portanto podem estar correlacionados de forma espúria.

A fim de expurgar estes efeitos, os estudos de *rent-sharing* procuram identificar esta relação no longo prazo. Blanchflower et al. (1996) encontram que o efeito da lucratividade da firma defasada sobre os salários é maior do que o efeito da lucratividade recorrente. Com relação à literatura sobre este tema no Brasil, os estudos empíricos ainda são bastante restritos e não foram encontrados registros para os anos mais recentes da economia brasileira. Para o período contemplado entre o final da década de oitenta e início da década de noventa, Arbache e Menezes-Filho (2000) encontram evidências que corroboram a hipótese de *rent-sharing*, prevalentemente para o setor manufatureiro do país. Já para a segunda metade da década de 1990, Martins e Esteves (2005) não encontram evidências de *rent-sharing* na economia. Estes diferentes resultados podem ser explicados pelas fortes mudanças econômicas pelas quais o Brasil passou no período e também pela metodologia utilizada nos estudos.

Assim, o objetivo do presente estudo é analisar a existência de *rent-sharing*, nos anos de 2002 a 2012, na indústria extrativista e de transformação brasileira. Esta análise será feita em dois estágios. Primeiramente, a estimativa realizada através do modelo em *cross section* visa medir a correlação de curto prazo entre a rentabilidade da firma e os salários pagos aos seus trabalhadores. Além disso, foi testado se esta correlação é heterogênea para os diferentes níveis de qualificação dos trabalhadores. Em seguida, o modelo em painel dinâmico visa validar a existência e a intensidade do *rent-sharing* na indústria brasileira, de forma a avaliar os efeitos de longo prazo da rentabilidade das firmas sobre os salários dos trabalhadores.

Para isto, este trabalho está estruturado em mais quatro capítulos, além desta introdução. O capítulo 2 faz uma revisão da literatura de *rent-sharing* acerca dos resultados obtidos nas economias mundiais e no Brasil. O capítulo 3 traz o descritivo da estratégia empírica e a estruturação da base de dados que será utilizada nas regressões, além de relatar o problema da endogeneidade dos dados e a solução encontrada através do uso de variáveis instrumentais. O capítulo 4 contém os resultados e está dividido em três partes. A primeira parte refere-se aos resultados

do modelo em *cross section*, no qual o trabalhador é o objeto da análise e na segunda parte ampliamos este resultado trazendo a correlação para os diferentes níveis de qualificação dos trabalhadores. Na terceira parte trazemos os resultados do painel dinâmico, no qual o objeto da análise é a indústria, procurando capturar os efeitos de longo prazo da rentabilidade das firmas sobre os salários dos trabalhadores. No capítulo 5 trazemos a conclusão geral do trabalho.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. *Rent-sharing* e determinação salarial

O modelo econômico competitivo tradicional de determinação salarial prevê que os salários são obtidos através de modelos de maximização, em que a produtividade do trabalhador é o fator principal de definição da sua remuneração. Baseando-se nesta premissa, a oferta e a demanda para cada categoria de trabalhador levaria a formação de um preço único, rejeitando a possibilidade de diferenciação salarial entre trabalhadores pertencentes à mesma categoria. Desta forma, as firmas se tornariam *price takers* e estariam sujeitas à rigidez dos preços determinados exogenamente. No entanto, estes modelos falham ao tentar explicar as evidências empíricas de que diferentes firmas pagam diferentes salários para trabalhadores homogêneos.

Com o intuito de analisar as causas destas disparidades salariais, surgiram teorias alternativas criadas através de modelos não competitivos do mercado de trabalho, que apresentam abordagens diferentes para a existência dos diferenciais salariais mesmo entre trabalhadores homogêneos.

Neste contexto, modelos de *rent-sharing* ganharam destaque desde a década de 70, pois analisam as disparidades salariais através da hipótese de exercício do poder de barganha dos trabalhadores, que tem o papel de promover o compartilhamento de parte dos *rents* da firma. Ou seja, parte dos lucros, após o pagamento dos custos, despesas, impostos e outros fatores relacionados diretamente ou indiretamente à produção, serão incorporados à remuneração dos trabalhadores.

Segundo a teoria de *rent-sharing*, os salários dos trabalhadores estão sujeitos a influências de variáveis internas e externas, chamadas por alguns autores de “pressões” ou “*insiders*” e “*outsiders*”.

Carruth e Oswald (1987) estão entre os primeiros autores a fazerem a distinção entre estes dois tipos de pressão. Segundo eles, as pressões internas advêm do desempenho financeiro das firmas, sendo que mudanças de desempenho causadas, por exemplo, pelo incremento de vendas ou redução de custos, podem alterar os salários exigidos pela força de trabalho. Enquanto as pressões externas advêm do montante de trabalho excedente na economia, medido pela taxa de desemprego, e, portanto, está além do controle das firmas.

Os autores encontram evidência de que lucros agregados possuem influência direta sobre salários reais. Sendo que, ao dobrar a lucratividade das firmas britânicas, haveria incremento de aproximadamente 5% sobre os salários reais. Por outro lado, fortes reduções na lucratividade teriam baixo impacto sobre os salários.

Blanchflower e Oswald (1988) desenvolveram um experimento ilustrativo a fim de demonstrar as pressões do tipo *insider-outsider* as quais as firmas estão sujeitas para determinação salarial. Para isso, analisaram os dados da pesquisa *Workplace Industrial Relations*, realizada em 1984, com 1.267 gestores de pessoas da indústria privada britânica. Nesta pesquisa, os gestores foram perguntados sobre quais fatores influenciam o nível de salário da firma que em trabalham. As respostas mais comuns foram:

- i. lucratividade/produktividade da firma;
- ii. custo de vida;
- iii. nível praticado na indústria;
- iv. estrutura externa de salários;
- v. montante que a firma pudesse praticar;

Para os autores, não é possível identificar através destas respostas o favorecimento da teoria tradicional competitiva, pois apesar de fatores externos serem citados, no caso de (ii), (iii) e (iv), fatores internos também apresentam relevância em (i) e (v). Concluem, portanto, que salários parecem ser afetados em

geral pela prosperidade financeira das firmas e também por condições externas da mesma.

Os estudos para identificação do *rent-sharing* nas economias utilizam-se, basicamente, de dados estruturados a partir dos indivíduos, firmas e indústrias. Sendo que quanto maior o nível de desagregação, naturalmente, melhor será a qualidade dos testes realizados. Isto é, é preferível relacionar os salários de cada trabalhador com os lucros incorridos pela firma, onde o mesmo trabalha, ao longo de um período de tempo, do que relacionar a média dos salários e lucros pagos em uma dada indústria. Contudo, muitos países ainda não possuem tal desagregação de dados. Atualmente, encontramos uma detalhada composição em alguns estados dos Estados Unidos e alguns países da Europa, com destaque para os países Escandinavos, onde além das tradicionais informações sobre os trabalhadores e firmas, ainda apresentam informações das famílias e desemprego (Martins, 2007).

Considerando os dados disponíveis para a economia brasileira, o maior desafio consiste na identificação do trabalhador ao longo do período de tempo estudado, e a sua respectiva associação à firma em que ele está empregado. Neste trabalho utilizamos a RAIS vínculos (relação anual de informações sociais) para a análise das características do trabalhador e da firma, porém, esta base não possibilita a identificação do indivíduo ao longo dos anos e nem da firma. Isto é, a RAIS não apresenta um código identificador único que permite acompanhar a evolução da unidade de análise ao longo do tempo (seja esta unidade o trabalhador ou a firma).

Neste trabalho também utilizamos a PIA que por sua vez, dispõe as informações financeiras considerando o setor produtivo (CNAE), ou seja, mesmo para o cálculo das variáveis de rentabilidade firma é possível obtê-las somente de forma agregada. Dada esta limitação de ambas as bases de dados, a estratégia empírica utilizada neste trabalho será detalhada na seção 2.

Em geral, existem hoje duas abordagens principais nos estudos empíricos de *rent-sharing*. O primeiro promove o uso de modelos em efeitos fixos, expurgando as características carregadas pelos indivíduos ao longo dos anos estudados, e evitando o viés do estimador. Este enfoque foi utilizado por Hildreth e Oswald (1997). Uma segunda abordagem lança luz sobre o tema da endogeneidade dos

lucros e faz uso de variáveis instrumentais para a identificação do modelo. Alguns destes instrumentos são criados com base no comércio internacional, utilizando choques nos preços de importação e exportação, como Abowd e Lemieux (1993), e outros choques econômicos como em Arbache e Menezes-Filho (2000) e Martins e Esteves (2005).

2.2. Três modelos teóricos para a correlação entre salários e rentabilidade

Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996) destacam três modelos teóricos de análise, segundo os quais é possível identificar uma correlação salário-lucro. Porém, dois destes modelos não fornecem insumos para rejeitar o modelo competitivo, os autores destacam que apenas uma correlação de longo prazo entre lucratividade e salários poderá lançar a dúvida sobre o modelo tradicional competitivo: *“two of these models do not have noncompetitive or rent-sharing features. The paper points out that it is a long-run correlation that would shed doubt on the competitive model”* (Blanchflower et al., 1996, p. 229).

O primeiro modelo teórico desenvolvido pelos autores considera um modelo de barganha segundo o qual os salários são determinados através de uma equação de Nash. O problema de maximização do trabalhador se dá através da seguinte função:

$$\text{Max } \Phi \log\{[u(\omega) - u(\bar{\omega})]n\} + (1 - \Phi) \log \pi$$

Em que, $u(\omega)$ é a utilidade obtida pelo trabalhador através do salário ω , $\bar{\omega}$ é a remuneração alternativa do trabalhador, n é a taxa de emprego e π representa o lucro da firma. Os lucros das firmas são definidos conforme a equação abaixo:

$$f(n) - \omega n$$

Em que, f é uma função côncava de receitas. Derivando a primeira equação em relação à ω e rearranjando os termos, o produto da maximização apresenta-se conforme abaixo:

$$\omega \cong \bar{\omega} + \left(\frac{\Phi}{1 - \Phi}\right) \frac{\pi}{n}$$

O salário de equilíbrio será determinado, portanto, pelo salário alternativo disponível ao trabalhador, o poder de barganha relativo e o nível de lucro por trabalhador da firma.

A remuneração alternativa $\bar{\omega}$ será determinada por forças internas e externas à firma. Ela será composta pelo termo ω^0 que representa os salários praticados em outros setores da economia, b que representa o nível de renda do indivíduo se este estiver desempregado e U que é a taxa de desemprego (ela determina a probabilidade do trabalhador receber ω^0 ou b). Reescrevendo a equação, substituindo $\bar{\omega}$ pelos termos apresentados acima, temos:

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

O segundo modelo teórico proposto pelos autores repousa sobre o outro extremo do modelo de barganha descrito anteriormente, pois se apoia sobre a teoria competitiva. Através deste modelo é demonstra-se matematicamente a possibilidade de correlação positiva entre lucros e salários, durante um período em que a economia sofra choques de demanda. A condição suficiente para a existência desta correlação positiva, segundo os autores, é que a elasticidade da demanda por trabalho seja menor do que 1.

Primeiramente, o autor define a função-lucro a ser explorada conforme abaixo:

$$\pi(\mu, \omega) = \text{Max} [\mu f(n) - \omega n]$$

Em que, n é o nível de emprego escolhido para maximizar o diferencial entre receitas e custos vinculados ao trabalho, $f(n)$ é uma função de produção côncava, μ representa o choque de demanda (ou o preço do *output* da produção) e ω são os salários pagos. A função-lucro, $\pi(\mu, \omega)$, é convexa e homogênea de grau 1.

A demanda por trabalho, neste modelo, será definida através da derivação da função-lucro em relação aos salários. E a oferta de trabalho será

definida pela função $l(\omega)$, que possui inclinação positiva no curto prazo e horizontal no longo prazo. O equilíbrio neste mercado será dado conforme abaixo:

$$-\pi_{\omega}(\mu, \omega) = l(\omega)$$

Em que, o lado direito da equação representa a demanda por trabalho e o lado esquerdo da equação representa a oferta de trabalho. Calculando o diferencial desta equação e rearranjando os termos obtemos a seguinte relação entre choques de demanda e salários:

$$\frac{d\omega}{d\mu} = -\frac{\pi_{\omega\mu}}{l'(\omega) + \pi_{\omega\omega}} \geq 0$$

A função de produção, por tratar-se de uma função de homogênea de grau 1, pode ser reescrita conforme abaixo, substituindo os termos $f(n) = \pi_{\mu}$ e $n = -\pi_{\omega}$:

$$\pi = \mu\pi_{\mu} + \omega\pi_{\omega}$$

Calculando o diferencial desta equação em relação aos salários e rearranjando os termos, obtemos a seguinte relação:

$$-\frac{\mu}{\omega} = \frac{\pi_{\omega\omega}}{\pi_{\omega\mu}} < 0$$

Diferenciando através da equação $\pi(\mu, \omega)$ e substituindo as duas relações obtidas anteriormente (que são: $-\frac{\mu}{\omega} = \frac{\pi_{\omega\omega}}{\pi_{\omega\mu}} < 0$ e $\frac{d\omega}{d\mu} = -\frac{\pi_{\omega\mu}}{l'(\omega) + \pi_{\omega\omega}} \geq 0$), temos:

$$\frac{d\pi}{d\omega} = -\frac{\pi_{\mu}l'(\omega)}{\pi_{\omega\mu}} + \frac{\mu\pi_{\mu}}{\omega} + \pi_{\omega}$$

O lado direito desta equação é positivo, indicando que salários e lucros movem-se na mesma direção quando a elasticidade da demanda por trabalho é inferior a 1.

O terceiro modelo teórico se apoia na teoria de contratos com simetria de informação, no qual tanto as firmas quanto os trabalhadores são avessos ao risco. Por esta abordagem será estabelecido um contrato implícito entre os trabalhadores e as firmas no qual os salários serão determinados de forma a prover um “seguro preventivo” contra choques aleatórios de demanda. Ou seja, as firmas e os trabalhadores decidem compartilhar o risco de flutuações da demanda, logo os lucros e salários movem-se conjuntamente. A elasticidade dos salários em relação aos lucros será igual à relação de aversão ao risco de ambas as partes.

O modelo do contrato de trabalho é representado pelo seguinte problema de maximização:

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

Sujeito às restrições:

$$\int [nu(\omega) + (1 - n) u(b)] g(\mu)d\mu \geq \bar{u};$$

$$\pi = \mu f(n) - \omega n;$$

A solução do problema configura uma função de salários $\omega(\mu)$ definida através dos choques de demanda (μ). As hipóteses do modelo são: a utilidade da firma depende dos seus lucros e pode ser representada por uma função côncava $v(\pi)$; a utilidade dos trabalhadores é dada em função dos salários recebidos quando empregado ($u(\omega)$) ou desempregado ($u(b)$), e ocorre com probabilidade n e $1 - n$, respectivamente; os choques de demanda seguem uma função densidade de probabilidade $g(\mu)$. Calculando as condições de primeira ordem, fazendo as devidas substituições e assumindo r como a aversão relativa ao risco dos trabalhadores e Ω como a aversão relativa ao risco da firma, temos a seguinte relação:

$$\frac{d\omega}{d\pi} \frac{\pi}{\omega} = \frac{\Omega}{r}$$

Ou seja, a elasticidade entre salários e lucros será igual à relação entre a aversão relativa ao risco da firma e dos trabalhadores. Ela será positiva caso ambas as partes sejam avessas ao risco, será indefinida se os trabalhadores forem neutros ao risco e será zero se apenas as firmas forem neutras ao risco.

Considerando a abordagem empírica, Blanchflower et al. (1996) estimam primeiramente um modelo em *cross section* incluindo *dummies* de ano e controles

para características individuais dos trabalhadores, obtendo uma elasticidade de 0.04 para a relação entre lucro por trabalhador e salários. Porém, o resultado de maior destaque é obtido através do modelo de painel dinâmico e mostra-se consistente com a teoria de *rent-sharing* na medida em que os aumentos de lucratividade das firmas provocaram aumentos permanentes nos níveis salariais de seus trabalhadores¹, assim como previsto no primeiro modelo teórico desenvolvido pelos autores.

2.3. Rent-sharing no mundo

A literatura internacional sobre o tema apresenta-se muito mais extensa em comparação à literatura sobre a economia brasileira, e no geral, os autores que analisam os microdados constataam a existência de *rent-sharing* nos diversos setores estudados.

Na Alemanha, Felbermayr et al. (2014) fizeram o estudo de *rent-sharing* considerando a exposição da firma a mercados internacionais e o formato de negociação salarial, como possíveis determinantes da distribuição salarial. A variável explicativa que mede a exposição aos mercados internacionais foi obtida a partir do cálculo do *share* de exportações da firma sobre o *share* total de exportações na indústria.

A hipótese feita pelos autores é que as atividades internacionais da firma podem impactar a sua lucratividade de diferentes formas, considerando que os trabalhadores são capazes de barganhar sobre a apropriação de parte da lucratividade da firma, então o nível de exportações e *outsourcing* podem afetar salários. A fim de medir a lucratividade da firma, os autores criaram uma *proxy* chamada de *total fator productivity* (TFP) advinda dos resíduos da regressão da função de produção da mesma. A vantagem do uso desta *proxy* para o lucro é evitar a endogeneidade existente entre salários e lucros e também os choques não observados de produtividade.

1 O maior coeficiente obtido no estudo de Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996) é de 0,0071 considerando a variável de lucratividade com 3 defasagens.

Os resultados obtidos pelos autores mesclam a relação entre o modelo de negociação salarial e grau de exposição internacional. Primeiramente, destacam que foi encontrada forte correlação entre salários e o grau de exportações das firmas analisadas, sendo que um aumento de 10% do *share* de exportações das firmas está associado a um aumento de 0,43% dos salários.

Porém, ao controlar pelas características individuais dos trabalhadores e das firmas, o prêmio salarial decresce significativamente. E ainda, ao considerar o nível de exportação das firmas, notam que o efeito do *rent-sharing* torna-se cada vez menor, até que a elasticidade torna-se zero para as firmas que exportam toda a sua produção. Quando se considera o método de negociação salarial coletiva, o aumento das atividades internacionais da firma causa uma redução considerável no efeito do *rent-sharing*. Para os autores, este resultado é consistente com o fato de que negociações salariais coletivas costumam prevalecer entre trabalhadores do tipo *blue-collar* e que aumentos salariais significativos costumam ocorrer no topo da pirâmide salarial (trabalhadores do tipo “*white-collar*”): *“In line with the discussion about rising wages at the top, but declining wages at the bottom of the income distribution, we find that this negative coefficient seems to be driven by a reduction in blue-collar wages. This is consistent with the fact that collective bargaining is more prevalent for blue-collar workers.”* (Felbermayr et al., 2014, p.834)

Abowd e Lemieux (1993) trazem insumos sobre a prática *rent-sharing* considerando o mercado de trabalho no Canadá. Os autores alertam que para uma dada regressão explicativa do resultado de negociações salariais a partir das condições internas da firma, esta pode por um lado, revelar a prática de *rent-sharing*, mas por outro lado, também pode revelar uma simples correlação entre negociações salariais e a saúde financeira da firma.

Para isso, defendem a solução econométrica com o uso de variáveis instrumentais. No trabalho, os autores utilizam como instrumentos os choques de competitividade internacional, os preços de importação e exportação. Considerando o Canadá como uma pequena economia aberta de mercado, os autores argumentam que é plausível utilizar como instrumento a relação comercial externa com outra economia muito maior que a canadense, como é o caso da economia americana. Comparativamente, o mercado americano é muito maior que o

canadense e, portanto, segue um comportamento independente do comportamento das firmas ou sindicatos do Canadá.

Os autores concluem que a estimativa realizada através do OLS resulta num efeito desprezível de *rent-sharing*. Porém, ao utilizar como instrumento a competição internacional, encontram resultados expressivos para o efeito do *rent-sharing*. Segundo as melhores estimativas dos autores, os sindicatos são capazes de capturar 20% dos *quasi-rents* das firmas.

Considerando os possíveis desdobramentos dos efeitos do *rent-sharing*, Nickell e Wadhwani (1990) destacam algumas consequências negativas para a firma. Supondo um aumento autônomo de produtividade e considerando a existência de um mercado competitivo, a firma irá expandir sua produção e ampliar o seu nível de emprego aos salários dados. No entanto, considerando que a determinação salarial é feita através das pressões internas (*“insiders”*), haverá a tendência de que os ganhos autônomos de produtividade sejam parcialmente incorporados aos salários. Nestas circunstâncias a firma não teria o incentivo para expandir a sua produção (e conseqüentemente, o nível de emprego).

2.4. Rent-Sharing no Brasil

Os estudos empíricos sobre o tema de *rent-sharing* ainda foram pouco explorados na economia brasileira, de forma que os estudos realizados tendem a analisar o mercado de trabalho brasileiro através dos seus determinantes mais gerais sobre a remuneração do trabalhador. Como em Arbache e De Negri (2002) que explicam a variância dos salários através de fatores de filiação industrial, tamanhos das plantas, nacionalidade do capital, acesso ao mercado internacional, entre outros. E Arbache (1998), que estuda a importância do capital humano para a os diferenciais salariais.

Mesmo assim, analisar separadamente os estudos de *rent-sharing* para o caso brasileiro daqueles realizados em outros países é coerente com a perspectiva de que existem diferenças importantes entre os mercados de trabalho de países desenvolvidos e mercados de trabalho de países em desenvolvimento.

Países com economias pouco desenvolvidas, como o Brasil, podem apresentar configurações institucionais do mercado de trabalho que promovem a inequidade salarial. Algumas destas configurações são descritas por Martins e Esteves (2006), destacando a importância do papel das centrais sindicais e da informalidade na economia brasileira. Para os autores, o poder das centrais sindicais é percebido mais fortemente em economias desenvolvidas do que subdesenvolvidas, e é através delas que se torna possível perseguir, junto às corporações e governos, os benefícios e direitos dos trabalhadores. Portanto, em países cujas centrais sindicais apresentam menor atuação, os trabalhadores poderão encontrar maiores desafios para a efetivação de mudanças em seu benefício. Os autores ressaltam que a distribuição das centrais também pode gerar impactos sobre a inequidade salarial, pois mercados que apresentam sindicatos com alta segmentação e baixa influência sobre determinados setores, tendem a apresentar aumentos salariais majoritariamente entre os trabalhadores mais qualificados. Já o tamanho da informalidade na economia é percebido como um fator de enfraquecimento do poder de barganha dos trabalhadores no mercado formal. Isto ocorre, pois o aumento da informalidade gera, no seu limite, curvas de oferta de trabalho *flat* (Martins e Esteves, 2006).

Segundo Arbache e De Negri (2002), uma das características principais dos mercados em desenvolvimento é a escassez de capital humano que tem embasado análises sobre a dispersão dos salários e a desigualdade de renda. Os autores avaliam que as firmas que apresentam maiores níveis de estabilidade dos trabalhadores são aquelas cujos prêmios são mais elevados, sugerindo, que o capital humano, não apenas medido em anos de escolaridade, mas também em tempo de casa, contribui para o melhor desempenho dos trabalhadores.

Indo além das análises embasadas pelas características individuais, como o fator de capital humano, a investigação do diferencial salarial tem se estendido até as características das firmas e da indústria, como a composição público vs. privado, capital nacional vs. multinacional, exportadora vs. não exportadora entre outras (Arbache e De Negri, 2002 apud Lindauer e Sabot, 1983; Fields e Wan, 1989; Teal, 1996; Morrison, 1984). Em geral, conclui-se que tendem a ganhar melhores salários os trabalhadores associados a firmas multinacionais ou indústrias com elevada

proporção de multinacionais. “As firmas exportadoras pagam 13,6% de prêmio, o que está de acordo com Arbache e De Negri (2002), e sugere que essas têm maior produtividade e/ou gozam de algum grau de renda de monopólio. As multinacionais pagam prêmios de 38,3%, sugerindo que essas gozam, também, de algum grau de renda de monopólio, já que estão, normalmente, em segmentos concentrados e de mais elevada tecnologia.” (Arbache e De Negri, 2002, p. 14)

Considerando especificamente as análises empíricas sobre o tema de *rent-sharing* na economia brasileira, observamos que os resultados diferem conforme o período analisado, os modelos construídos e as variáveis utilizadas.

Para o período de 1985 até 1995, Carneiro (1999) utilizou um painel com 22 indústrias e dividiu o período analisado em três subperíodos: o primeiro de 1985-1987, contemplando o Plano Cruzado (1986) e Bresser (1987); o segundo período de 1988 – 1990, contemplando o Plano Verão (1989) e os primeiros meses do Plano Collor (1990); o terceiro período de 1991 a 1993. O autor destaca que esta divisão se fez necessária devido a alta volatilidade da economia na época. No primeiro período, o salário real do consumidor crescia a uma taxa próxima a 1% ao mês e o salário real do produtor a uma taxa próxima de 1,7% ao mês, enquanto o índice de preços ao consumidor crescia a uma taxa de 7% ao mês. A produção industrial e a produtividade do trabalho declinavam a uma taxa de 1,3% ao mês. No segundo período, a inflação acelerou rapidamente a uma taxa de 20% ao mês, fazendo com que o salário real do consumidor e do trabalhador declinasse taxas de 0,5% ao mês. Neste período, a produtividade do trabalho e as taxas de desemprego aumentaram. No último período, o índice de preços continuou a subir a uma taxa de 20% ao mês, porém os salários dos consumidores e produtores voltaram a se recuperar em relação ao período antecedente, seguido de uma melhora significativa da produtividade do trabalho.

O resultado da estimação² obtido por Carneiro (1999) corrobora a hipótese de que as condições setoriais (“*insider effects*”) possuem um papel importante na determinação salarial no Brasil. Sendo que os salários ajustam-se rapidamente, e de forma positiva, frente a perturbações exógenas tais como o aumento dos salários

² O modelo completo de longo prazo estimado pelo autor considera como variável explicada, o salário real do consumidor (em log); e como variáveis explicativas o salário alternativo do trabalhador, variação inflacionária, produtividade do trabalho, carga fiscal, taxa agregada de desemprego e produção industrial.

alternativos, o aumento da produtividade do trabalho e da produção industrial. Estimou-se também o coeficiente para a variável defasada do nível de emprego na economia, cujo sinal obtido foi negativo e estatisticamente significativo. Este resultado está em concordância com uma das hipóteses de *insider-outsider* de que o alto nível de emprego corrente conduz a moderação salarial no futuro.

O período da economia brasileira analisado por Arbache e Menezes-Filho (2000), entre 1988 e 1995, foi considerado propício para a experimentação de choques econômicos como variáveis explicativas. Nestes anos, diversos países em desenvolvimento passaram por um processo rápido e intenso de queda das barreiras comerciais³, que teve efeito sobre o crescimento econômico, desigualdade e desenvolvimento do *welfare* social. Em geral, estudos sugerem que a abertura comercial é positiva para o crescimento econômico e negativa para a desigualdade.

Os autores construíram dois modelos de estimação a fim de estudar os efeitos de *rent-sharing* para a economia brasileira. Primeiramente, estimou-se através do método de efeitos fixos a equação dos salários dos trabalhadores considerando as suas características observáveis, *dummies* para todas as indústrias analisadas e *dummies* de anos. Desta forma, obtém-se o diferencial salarial interindustrial. Em seguida, estimou-se, através do método de variáveis instrumentais, o modelo de *quasi-rents* e como instrumentos foram utilizados os choques sofridos pela economia brasileira no período. A segunda estimativa resultou em coeficientes duas vezes maiores que os coeficientes apresentados na estimativa de diferencial salarial interindustrial. Desta forma, os autores concluem que existem evidências que corroboram a hipótese de *rent-sharing*, prevalentemente para o setor manufatureiro do país.

Considerando outro estudo realizado para período similar da economia brasileira (entre 1988 e 1998), Menezes-Filho et al.(2002), analisam o impacto dos sindicatos de trabalhadores em vários indicadores de desempenho econômico de firmas do setor industrial brasileiro, são eles: rentabilidade, produtividade, investimento, valor adicionado e salários. Nosso interesse recai naturalmente sobre o impacto nos salários. Para isso os autores estimam o seguinte modelo em painel:

³ Menezes-Filho et al. (2002) relatam que o Brasil, assim como outros países da América Latina, passou por um dramático processo de liberalização comercial, no qual as tarifas comerciais decaíram de 57,5% em 1988 para cerca de 15,6% em 1998.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta Union_{it} + \theta Competition_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Onde, Y_{it} é a variável dependente de interesse (salários), *Union* é uma *proxy* para o poder sindical (ou densidade sindical), *Competition* é uma *proxy* para competitividade local e estrangeira e X_{it} é um vetor que representa as variáveis de controle potencialmente correlacionadas com o grau de sindicalização e indicadores de performance (como o *market share* da firma).

Os resultados obtidos pelos autores, apesar de serem mais amplos do que aqueles previstos pela teoria de *rent-sharing*, também trazem *insights* importantes a respeito do papel dos sindicatos na consolidação do poder de barganha dos trabalhadores. Conclui-se que o impacto dos sindicatos sobre os indicadores de performance das firmas dependerá da concentração do poder sindical, sendo que quanto maior a concentração, mais danoso será o seu efeito sobre as variáveis de performance das firmas. Estima-se que uma concentração da força sindical acima de 35% da força de trabalho leva a uma reversão de produtividade, conforme a afirmação abaixo.

“When union density reaches about 35 percent of the plant’s workforce, the impact in terms of productivity starts to reverse” (Menezes-Filho et al., 2002, p. 21)

Apesar de a concentração sindical consistentemente reduzir a rentabilidade das firmas, esta pode apresentar impactos positivos sobre os indicadores de valor adicionado, salários e nível de emprego. Considerando a hipótese principal da teoria de *rent-sharing* de que os incrementos salariais dependem de melhorias de *performance* das firmas, então a presença dos sindicatos pode facilitar a comunicação entre trabalhadores e gestores, aumentando a eficiência e a produtividade. A relação que os autores encontram entre o sindicalismo e os salários é côncava. Isto é, considerando a variável explicada (Y_{it}) como o log dos salários, o estimador da variável de densidade dos sindicatos tem sinal positivo, enquanto o estimador de densidade ao quadrado apresenta sinal

negativo⁴. Sugerindo que o sindicalismo contribui para o aumento de salários até um determinado nível de concentração (a partir de 50% de sindicalização dos trabalhadores), e superando este nível ele terá efeitos diminutivos sobre os salários, conforme a afirmação abaixo.

“(...) and after 50 percent of employees are unionized, further rises in unionism lead to lower employment and wages” (Menezes-Filho et al., 2002, p. 21)

Considerando o período mais recente da economia brasileira, Martins e Esteves (2005) analisam a indústria extrativista e de transformação entre os anos de 1997 e 2002. No modelo construído são utilizados como instrumentos os choques macroeconômicos gerados a partir de movimentações agudas nas taxas de câmbio e juros no período analisado. E como variável explicativa utilizam as medidas dos lucros acrescidos dos salários pagos aos trabalhadores, desta forma os autores pretendem evitar o enviesamento para empresas que praticam o *rent-sharing* e que por isso podem apresentar lucros líquidos menores após o pagamento dos salários. Mesmo aplicando os devidos controles para a correção do problema da endogeneidade, o resultado apurado pelos autores não consegue comprovar a prática de *rent-sharing* no Brasil no período.

Porém, os autores ressaltam que o período analisado, a partir do final de 1990, pode ter contribuído para tais resultados na medida em que contempla uma fase caracterizada pela pós-liberalização comercial da economia brasileira. Este período foi marcado por fortes quedas nos salários reais nas indústrias e também elevadas taxas de desemprego. Esse resultado também pode estar relacionado a algumas particularidades do mercado de trabalho brasileiro, como a elevada informalidade e o peso reduzido dos sindicatos.

3 Estratégia Empírica

Este trabalho direciona a análise para a indústria extrativista e de transformação da economia brasileira e entre os anos de 2002 e 2012. Para a

⁴ Menezes-Filho et al. (2002) fazem o estudo considerando três períodos com características distintas da economia brasileira: (1) 1988 – 1990; (2) 1992 – 1994; (3) 1995 – 1998. Para os três períodos encontram coeficientes positivos para a variável de densidade sindical e negativos para a mesma variável ao quadrado. Os coeficientes são, por período, respectivamente: (1) 1,224 e (1,190); (2) 1,2553 e (1,2556); (3) 0,802 e (0,819).

análise econométrica, foram organizadas duas bases de dados, cada uma apresentando níveis de agregação distintos. A primeira composição, cuja unidade de observação é o indivíduo, será utilizada na estimação do modelo em *cross section*, enquanto a segunda composição, com dados agregados por subsetores da indústria extrativista e de transformação, será utilizada na estimação em um painel dinâmico.

Os dados foram obtidos através de um *matching* composto de dois bancos de dados principais: a) RAIS (relação anual de informações sociais), b) PIA (pesquisa industrial anual). Resumidamente, os dados apresentados na RAIS contribuíram para a construção do vetor de variáveis de características individuais, enquanto as informações apresentadas na PIA contribuíram para a construção do vetor de variáveis da firma. A composição de cada um dos vetores será detalhada na seção 3.1.

Com relação às variáveis de rentabilidade e remuneração, no banco de dados organizado em *cross section*, o salário dos indivíduos é associado à rentabilidade do setor de atividade a que a firma pertence e às outras características setoriais. Já no banco de dados em painel dinâmico, o salário médio do setor é associado com as respectivas características setoriais.

3.1. Seleção de dados

Nesta seção será detalhado o processo de construção das bases de dados que foram utilizadas nas estimações em *cross section* e painel dinâmico.

Para a construção do vetor de características da firma utilizou-se as variáveis existentes na PIA. Nela apresentam-se dados do setor manufatureiro industrial brasileiro para firmas com 30 ou mais funcionários, além de uma amostra aleatória de 10% das firmas com uma quantidade de funcionários entre 5 e 30 e é disponibilizada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia). Nela constam os valores de lucratividade das firmas, assim como seus custos, despesas, pagamentos de impostos, indenizações trabalhistas, receitas operacionais e não operacionais, entre outras. As informações são agregadas a partir do grupo da CNAE (Classificação Nacional de Atividades Econômicas), sendo que entre os anos de 2002 a 2007 dispõe-se na base o grupo CNAE 1.0, e a partir de 2007 até 2012,

dispõe-se o grupo CNAE 2.0⁵. A CNAE será, portanto, o campo utilizado como identificador da indústria neste trabalho.

Para os dados dos trabalhadores, foi utilizada a RAIS Vínculos que apresenta a relação anual de todas as firmas e seus respectivos empregados no Brasil e é disponibilizada pelo Ministério do Trabalho. Nela são apresentadas as informações de cada trabalhador, como a remuneração média anual e no último mês do ano (em salários mínimos e reais), nível de escolaridade, tempo de emprego, gênero, idade, entre outras. Assim como as informações sobre o estabelecimento em que o trabalhador está empregado, tais como natureza jurídica, município e estado. As informações são agregadas a partir da classe e subclasse da CNAE, sendo que a partir do ano de 2007, passa a apresentar tanto a classe para a CNAE 1.0 quanto para a CNAE 2.0.

Foi realizado um *matching* composto entre estas duas bases principais, aplicando um filtro sobre os setores apresentados pela RAIS de forma a selecionar apenas as indústrias presentes também na PIA. Este cruzamento foi feito através do campo CNAE 95 Classe apresentado na base da RAIS, para isto, a fim de promover a identificação com a base da PIA foi necessário executar uma tradução da variável de CNAE 95 Classe para a variável de Grupo CNAE 1.0. Este passo foi essencial, uma vez que o identificador do setor produtivo da PIA é o Grupo CNAE 1.0, e a fim de possibilitar o cruzamento das duas fontes de dados (RAIS e PIA) optou-se por padronizar a CNAE utilizada, e restringir-se ao uso do Grupo CNAE 1.0 para todos os anos.

Como dito anteriormente, após o ano de 2007 a PIA passou a utilizar uma nova classificação de setor produtivo, caracterizado pelo grupo CNAE 2.0 Classe. Portanto, para os anos de 2007 a 2012 também foi feita uma adaptação desta variável possibilitando o comparativo com o Grupo CNAE 1.0. Todas estas transformações de classificações basearam-se na tabela de correspondências disponibilizada pelo IBGE relativizando os grupos e classes dos CNAE 1.0 e 2.0⁶. Na

5 A CNAE é estruturada hierarquicamente através de Seções, Divisões, Grupos, Classes e Subclasses. São 21 Seções, 87 Divisões, 285 Grupos, 672 Classes e 1318 Subclasses (último nível hierárquico).

Fonte: <http://subcomissaoacnae.fazenda.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=4>

6 Tabelas de correspondência.

Fonte: http://www.ibge.gov.br/concla/pub/revisao2007/PropCNAE20/CNAE20_Correspondencia20x10.xls

tabela do Apêndice 1 estão descritos os setores produtivos analisados neste trabalho, assim como as respectivas classificações entre os grupos CNAE 1.0 e 2.0.

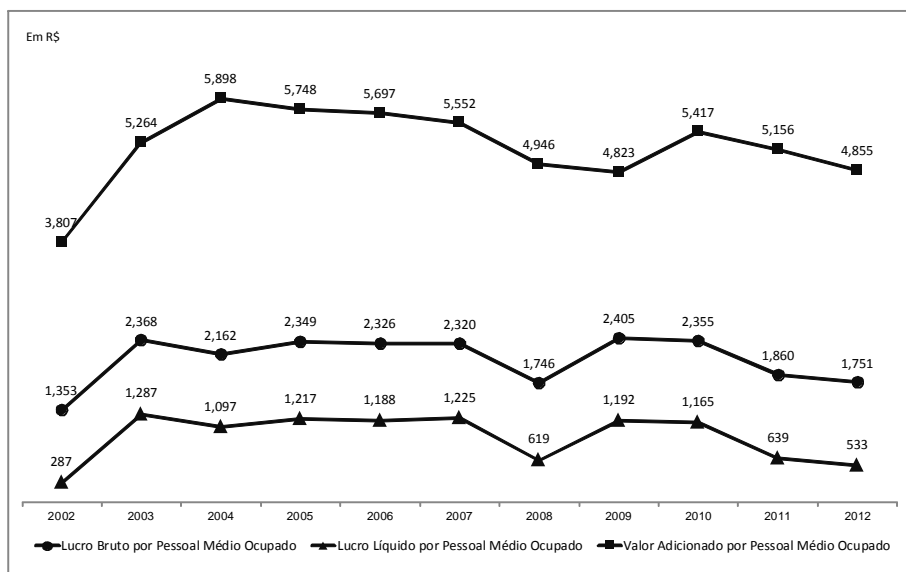
Após o cruzamento descrito acima foi realizada uma amostragem aleatória por setor produtivo (grupo CNAE) e por ano, de aproximadamente 10%, contemplando uma amostra final de cerca de 4,5 milhões de indivíduos distribuídos ao longo dos anos 2002 a 2012.

As variáveis de rentabilidade por trabalhador são o parâmetro de interesse deste estudo, cuja magnitude e influência estatística sobre a variável dependente salarial indicam o efeito do *rent-sharing* na economia brasileira, para este fim, foram construídas três variáveis de rentabilidade, descritas a seguir.

A variável de valor adicionado por pessoal médio ocupado⁷ foi calculada a partir da soma da receita bruta de vendas de produtos industriais com a variação dos estoques de produtos acabados entre o ano de referência e o ano anterior, deduzindo-se o consumo de matéria prima, gastos com energia e depreciação, e então foi feita a divisão pelo número médio de pessoal ocupado no ano. A variável de lucro líquido por pessoal médio ocupado foi calculada a partir da receita total da firma deduzida do total de custos e despesas da mesma, e então foi feita a divisão pelo número médio de pessoal ocupado no ano. A variável de lucro bruto foi calculada somando-se os gastos com pessoal à variável de lucro líquido, desta forma pretende-se expurgar desta variável o efeito do pagamento de salários. É possível observar no Gráfico 1 a evolução ao longo dos anos de 2002 a 2012 das três variáveis de rentabilidade que serão analisadas neste trabalho. Para garantir a comparabilidade das variáveis de rentabilidade das firmas ao longo dos anos estudados, foi realizada a deflação das mesmas a partir do IGP-M (Índice geral de preços do mercado)⁸.

⁷ Uma medida similar de valor adicionado da firma também foi construída por Arbache, J. S e De Negri, J. A. (2002) e Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996).

⁸ Este índice de preços foi selecionado por aproximar-se da dinâmica de preços da indústria brasileira, uma vez que registra as variações de preços de matérias-primas agropecuárias e industriais, de produtos intermediários e de bens e serviços finais. Fonte: Banco Central do Brasil – Séries Temporais.

Gráfico 1: Evolução das Varáveis de Medida de Rentabilidade das Firms

Além disso, também foi construído um vetor de variáveis instrumentais, cuja necessidade será detalhada na seção 3.3, em que se discute o problema da endogeneidade dos lucros e salários dos trabalhadores. As variáveis utilizadas para compor este vetor são a taxa de desemprego anual⁹, gastos da firma com aluguel, gastos da firma com serviços prestados por terceiros e de manutenção, receitas financeiras e receita líquida de vendas de atividades não industriais¹⁰.

A Tabela 1 abaixo fornece a análise descritiva das variáveis que serão utilizadas como controle para as características dos indivíduos, da firma e os instrumentos, assim como a variável dependente.

⁹ Fonte: Banco Central do Brasil, Séries Temporais.

¹⁰ As variáveis "receitas financeiras" e "receita líquida de vendas de atividades não industriais" também foram utilizadas como instrumentos por Martins e Esteves (2005).

Tabela 1: Estatística descritiva

	Média	Desvio Padrão	Fonte
Vetor de Variáveis do Trabalhador			
Salário - Hora (log natural)	28.9	51.0	RAIS
Escolaridade (faixa)	5.6	1.8	RAIS
Sexo ¹ (variável binária)	1.3	0.5	RAIS
Idade (em anos)	32.4	10.3	RAIS
Tempo de Emprego (em meses)	40.3	58.6	RAIS
Vetor de Variáveis da Firma e da Economia			
Outras Receitas Operacionais (R\$)	635,313	1,541,494	PIA
Receita líquida de vendas de produtos e serviços industriais (R\$)	21,300,000	19,200,000	PIA
Receita líquida de vendas de atividades industriais (R\$)	21,600,000	18,600,000	PIA
Tamanho do Estabelecimento ² (faixa)	6.6	2.5	RAIS
Lucro líquido por pessoal médio ocupado (R\$)	19.0	56.4	Calculado
Lucro bruto por pessoal médio ocupado (R\$)	41.8	69.0	Calculado
Valor Adicionado por pessoal médio ocupado (R\$)	103.9	187.1	Calculado
Vetor de Variáveis Instrumentais			
Gastos com Aluguel (R\$)	165,696	174,390	PIA
Receitas Financeiras (R\$)	850,794	1,226,621	PIA
Receitas Não Operacionais (R\$)	224,266	361,276	PIA
Receita líquida de vendas de atividades não industriais (R\$)	866,019	2,063,966	PIA
Serviços industriais prestados por terceiros e de manutenção (R\$)	770,525	918,157	PIA
Taxa de Desemprego da Economia (em percentual)	9.3	2.1	Banco Central

Fonte: Elaborado pelo autor

¹ A variável de sexo na RAIS apresenta-se com a marcação de 1 (masculino) e 2 (feminino). Nas regressões a variável foi transformada em binária.

² A RAIS apresenta 10 faixas para o tamanho do estabelecimento, medido em quantidade de empregados ativos.

3.2. Metodologia

Primeiramente, analisamos a relação de curto de prazo entre salários e *rents* e em seguida, analisamos a hipótese de existência de *rent-sharing* no Brasil considerando o seu efeito de longo prazo. Para isso, serão construídos dois modelos distintos, utilizando cada uma das bases de dados descritas anteriormente, a saber: a base de dados em *cross section* e a base de dados em painel dinâmico.

Será construído, nas seções 4.1 e 4.1.1, um modelo que pretende identificar a correlação de curto prazo entre rentabilidade e remuneração, no qual salários serão determinados tradicionalmente, por características individuais dos trabalhadores e também por fatores de rentabilidade da firma. Conforme abaixo:

$$\ln \omega_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 F_i + \beta_3 \pi_j + \epsilon_i$$

A equação representada refere-se ao segundo estágio de estimação e é seguida da estimação da equação em primeiro estágio que visa corrigir o problema da endogeneidade (detalhado no item 3.3).

$\ln \omega_i$ é o logaritmo natural da remuneração do indivíduo i ;

x_i é o vetor de variáveis relacionadas aos atributos do indivíduo i (detalhadas na Tabela 1);

F_i é o vetor de variáveis relacionadas aos atributos do setor, onde indivíduo i está empregado (detalhadas na Tabela 1);

π_j é a medida de rentabilidade por trabalhador da indústria j em que o trabalhador i está empregado.

ϵ_i é o termo erro aleatório;

β_3 representa a correlação de curto prazo entre a rentabilidade das firmas e a remuneração dos trabalhadores. Foram também adicionadas *dummies* para cada ano, *dummies* de tamanho de estabelecimento e *dummies* de gênero.

No capítulo 4.1.1 esta equação acima também será estimada admitindo-se heterogeneidade do efeito estimado do parâmetro β_3 para os diferentes grupos de trabalhadores, agrupados a partir do seu nível de escolaridade. O objetivo é testar se o efeito difere entre os diversos níveis de escolaridade, e se o poder de barganha estimado está concentrado em determinados grupos de trabalhadores agrupados através de seu nível de escolaridade. Para isso as variáveis explicativas de rentabilidade foram construídas a partir da sua multiplicação pelas *dummies* de faixas de escolaridade. Os instrumentos utilizados na equação de primeiro estágio também foram construídos a partir desta multiplicação pelas *dummies*.

Em seguida, na seção 4.2, estima-se o modelo em painel dinâmico no qual será analisada a evolução do setor produtivo da economia de forma a identificar os possíveis efeitos da sua rentabilidade ao longo dos anos. Para isso, será utilizada a base de dados cujo nível de agregação é o setor produtivo (CNAE). O vetor de características individuais dos trabalhadores (x_{it}) foi calculado a partir das médias observadas por setor por ano e as variáveis binárias, como o sexo do trabalhador, foram calculadas como uma proporção por setor e por ano.

O modelo estimado caracteriza-se, conforme abaixo:

$$\ln\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 F_{it} + \beta_3 \pi_{it} + \beta_4 \ln\omega_{i-t} + \epsilon_{it}$$

Onde,

$\ln\omega_{it}$ é a média do logaritmo natural da remuneração dos indivíduos empregados no setor i no período t ;

x_{it} é o vetor de variáveis relacionadas aos atributos dos indivíduos empregados no setor i no período t . O cálculo foi feito através das médias observadas por setor por ano e as variáveis binárias, como o sexo do trabalhador, foram calculadas como uma proporção por setor e por ano (detalhadas na Tabela 1);

F_{it} é a media das variáveis relacionadas aos atributos do setor i , no período t (detalhadas na Tabela 1);

π_{it} é a medida de rentabilidade por trabalhador do setor i , no período t ;

$\ln\omega_{i-t}$ é a variável dependente defasada;

ϵ_{it} é o termo erro aleatório;

β_3 representa o poder de barganha relativa dos trabalhadores e portanto, sua capacidade de extrair rendas da firma durante o processo de barganha.

Blanchflower et al. (1996) encontrou evidência na economia americana de que o impacto da rentabilidade das firmas sobre a remuneração dos trabalhadores apresenta um atraso, isto é, efeito do *rent-sharing* pode ser observado após determinados períodos de tempo. A fim de testar este mesmo efeito para a economia brasileira, testamos nas regressões diversas defasagens para a variável de rentabilidade da indústria.

Ao contrário dos modelos em painel estático, os modelos em painel dinâmico utilizam *lags* das variáveis dependentes também como regressores. Como as *lags* das variáveis dependentes são necessariamente correlacionadas com o erro idiossincrático, então as estimativas tradicionais de painel estático como de efeitos fixos e efeitos aleatórios podem gerar estimativas inconsistentes devido à presença de regressores endógenos.

Segundo Wooldridge (2006), o estimador de efeitos fixos será não viesado apenas sob a hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas, sendo que o erro idiossincrático μ_{it} deve ser não correlacionado com cada variável explicativa ao longo de todos os períodos de tempo. Por construção, a hipótese de

exogeneidade estrita não poderá ser sustentada, gerando viés nas estimativas. Portanto, como alternativa, utilizou-se a estimação feita através do modelo proposto por Arellano and Bond (1991) que produz estimativas consistentes através do *generalized method of moments* (GMM) para estas condições.

Além das defasagens das variáveis explicativas da rentabilidade da firma, também foram utilizados os demais instrumentos apresentados na seção 3.3, para a correção do problema da endogeneidade.

3.3. O Problema da Endogeneidade e Demais Testes de Consistência

Vale ressaltar neste momento o problema da endogeneidade dos lucros. É sabido que lucros são endógenos ao modelo, isto é, ao estimar uma função de salários em que os mesmos são determinados a partir do lucro por empregado, é importante notar a existência de simultaneidade entre salários e lucros.

Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996) destacam duas possibilidades para lidar com esta questão: através de choques de demanda ou oferta que promovam o deslocamento das curvas ou a incorporação de variáveis instrumentais ao modelo.

“Profits are, of course, endogenous. Therefore, in estimating a function where the equilibrium wage is determined by the level of profit-per-employee, it is necessary to bear in mind the simultaneity between profit and pay. There are two ways to try to handle the problem. First, if shocks to profits take time to be passed on in greater remuneration, it might be possible to treat the equation structure as recursive (...) The second possible approach is to find a good instrumental variable” (p. 4).

Uma vez que no período analisado não foram observados fortes choques econômicos na economia brasileira que promovam o deslocamento das curvas de oferta e demanda, tentaremos contornar o problema da endogeneidade através da segunda alternativa proposta pelo autor. Utilizaremos a abordagem baseada em variáveis instrumentais em um modelo dinâmico, conforme abaixo:

$$\ln\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 F_{it} + \beta_3 \pi_{jt} + \beta_4 \ln\omega_{i-t} + \epsilon_{it}$$

$$\pi_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it} + \alpha_2 F_{it} + \alpha_3 z_{it} + u_{it}$$

Onde,

z_{it} é um vetor de variáveis instrumentais que contribuem para a determinação da lucratividade da firma (π_{jt}), mas que não estão relacionadas ao processo de determinação dos salários ($\ln\omega_{it}$). As variáveis utilizadas no modelo foram: taxa de desemprego anual¹¹, gastos da firma com aluguel, gastos da firma com serviços prestados por terceiros e de manutenção, receitas financeiras e receita líquida de vendas de atividades não industriais¹².

Em seguida, foram realizados testes de consistência dos dados a fim de garantir o melhor método de estimação. O teste de homocedasticidade de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg apresentou valores altos para o *chi-sqr* (X^2), sugerindo que os termos de erro não apresentam variância constante (são heterocedásticos). Portanto, ambas as regressões feitas em *cross section* e painel dinâmico utilizaram erros robustos¹³.

Além disso, também foi realizado o teste de *Stock Yogo* para a força dos instrumentos utilizados. O p-valor calculado esteve abaixo de 0,05, rejeitando a hipótese nula de que o conjunto de instrumentos utilizados é fraco.

4 RESULTADOS

4.1. Salários e lucros: uma relação de curto prazo

¹¹ Fonte: Banco Central do Brasil, Séries Temporais.

Também foram testadas outras variáveis instrumentais como o índice de produção industrial, taxa básica de juros da economia (SELIC) e câmbio, porém foram descartadas por apresentarem forte colinearidade entre si e/ou entre as demais variáveis do modelo.

¹² Fonte: PIA (Pesquisa Industrial Anual)

¹³ Para as estimativas em *Cross Section*, a utilização de erros robustos inviabiliza a obtenção dos testes de endogeneidade (Durbin e Wu-Hausman) e de sobreidentificação (Sargan's e Basman's). O primeiro teste poderá ser realizado apenas para modelos estimados em OLS, já o segundo teste poderá ser realizado apenas considerando erros i.i.d., caso contrário os resultados dos testes não são válidos.

Fonte: <http://www.stata.com/manuals13/rivregresspostestimation.pdf> (p. 4 e p.11)

Para as estimativas em painel dinâmico (Arellano-Bond) a presença da heterocedasticidade inviabiliza a obtenção do teste de sobreidentificação de Sargan, pois sua distribuição assintótica não é reconhecida sob a especificação de modelos vce(robust)
Fonte: <http://www.stata.com/manuals13/xtxtabond.pdf> (p.5)

A fim de analisar a correlação de curto prazo entre a rentabilidade das firmas e os salários de seus trabalhadores, foram realizadas estimativas econométricas considerando o modelo em Cross Section e o método de generalized method of moments. Os resultados completos das regressões são apresentados no Apêndice 2.

Nestas regressões consideram-se os atributos dos trabalhadores (x_{it}) e das firmas (F_{it}) como variáveis explicativas para variável de log do salário-hora por trabalhador ($\ln\omega_{it}$). Além disso, no modelo também foram instrumentalizadas cada uma das três variáveis de rentabilidade da firma, a saber: valor adicionado por pessoal médio ocupado, lucro líquido por pessoal médio ocupado e lucro bruto por pessoal médio ocupado.

A magnitude do impacto da variação da rentabilidade da firma sobre os salários dos trabalhadores é medida pelo β_3 de interesse e pode ser observado resumidamente na Tabela 2. O valor obtido para o β_3 é, respectivamente, 0.001377, 0.00403, 0.00379 para cada uma das três variáveis de rentabilidade da firma. Tal resultado apresenta valor positivo e estatisticamente significativo, a um nível de 1% de significância. Neste sentido, podemos afirmar que existe uma correlação de curto prazo entre os salários dos trabalhadores e a rentabilidade das firmas.

Tabela 2: Estimativas da regressão em Cross Section

	β_3
Valor Adicionado por pessoal médio ocupado	0.001377***
Lucro Bruto por pessoal médio ocupado	0.00403***
Lucro líquido por pessoal médio ocupado	0.00379***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4.1.1. Heterogeneidade na relação entre rentabilidade e salários: o papel do nível de qualificação do trabalhador

Nesta seção foi analisada a correlação de curto prazo entre o prêmio salarial e a rentabilidade das firmas, através dos diversos níveis de qualificação dos

trabalhadores. Para isso, foram realizadas estimativas considerando quatro faixas de escolaridade do trabalhador, criadas a partir do agrupamento das doze faixas de escolaridade presentes na RAIS e apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3: Classificação da faixa de escolaridade do trabalhador

Nível	Volume Amostral	Classificação
1	50,567	Analfabeto
2	237,015	Até a 5ª série do Ensino Básico
3	335,741	5ª série do Ensino Básico até Início Ensino Fundamental
4	637,474	6º a 9ª série do Ensino Fundamental
5	825,414	Ensino Fundamental Completo
6	509,517	Ensino Médio Incompleto
7	1,557,932	Ensino Médio Completo
8	139,740	Ensino Superior Incompleto
9	258,767	Ensino Superior Completo
10	2,011	Mestrado
11	520	Doutorado

Fonte: Elaborado pelo autor

Classificação a partir das faixas de escolaridade fornecidas pela RAIS

Nas estimativas foram consideradas as três variáveis de rentabilidade da firma, a saber: valor adicionado por pessoal médio ocupado, lucro líquido por pessoal médio ocupado e lucro bruto por pessoal médio ocupado. As variáveis explicativas de rentabilidade foram construídas a partir da sua multiplicação pelas *dummies* das quatro faixas de escolaridade, assim como os instrumentos também foram construídos a partir desta multiplicação. Desta forma, pretendeu-se verificar a hipótese de que trabalhadores com maiores níveis de qualificação apresentam maior correlação entre a sua remuneração e rentabilidade das firmas em que trabalham.

As variáveis explicativas apresentaram estimativas estatisticamente significantes (β_3) ao nível de 1% para todas as regressões estimadas. O estimador (β_3) é positivo a partir da segunda faixa de escolaridade (ensino médio completo). Para o modelo que considera a variável explicativa de valor adicionado por pessoal médio ocupado, o β_3 é respectivamente 0.00234 para a faixa 2 (ensino médio completo), 0.00615 para a faixa 3 (superior incompleto). A última faixa (pós-graduação) foi omitida da regressão a fim de evitar a ocorrência de multicolinearidade perfeita entre os dados. Os valores obtidos para cada um dos β_3 estão resumidos na Tabela 4 abaixo.

Tabela 4: *Cross Section* - Resumo das estimativas considerando a faixa de escolaridade do trabalhador

Faixa	Escolaridade	β_3		
		Valor Adicionado	Lucro Bruto	Lucro Líquido
Faixa 1	Fundamental Completo	-0.000939***	-0.0033781***	-0.0159***
Faixa 2	Ensino Médio Completo	0.00234***	0.0050413***	0.00290***
Faixa 3	Ensino Superior	0.00615***	0.0164202***	0.0202***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Classificação a partir das faixas de escolaridade fornecidas pela RAIS

Neste sentido, podemos afirmar que dada uma maior rentabilidade das firmas, o prêmio salarial concentra-se entre as faixas de trabalhadores com maiores níveis de escolaridade. Particularmente, as estimativas para as faixas de trabalhadores com ensino superior completo, apresentam os maiores β_3 estimados nos três modelos de rentabilidade.

Este resultado aproxima-se da relação observada por Kaiser e Pohlmeier (2000) na Alemanha. Os autores realizaram um estudo empírico a fim de estimar o poder de barganha dos trabalhadores diferenciando-os por seu nível de qualificação (*skill level*). Foram definidas três categorias: trabalhadores altamente qualificados (aqueles que cursaram universidades ou graduações técnicas), chamados de *high skilled workers*; trabalhadores com qualificação média (que cursaram até o ensino médio), chamados de *medium skilled workers*; e por fim, trabalhadores sem qualificação formal, chamados de *unskilled workers*. O objetivo foi analisar se determinadas categorias de trabalhadores apresentam maior capacidade de obtenção de prêmios salariais acima da média recebida do mercado. Observaram que, em geral, os trabalhadores com qualificação média (*medium skilled workers*) são melhores sucedidos no processo de barganha. Como esta categoria costuma ser a maior em volume de trabalhadores, esta seria também melhor representada nas negociações salariais e processos de barganha. Porém, em alguns setores específicos, as outras duas categorias de trabalhadores aproximam-se do patamar de barganha alcançado pela categoria média. Isto ocorre em setores altamente sindicalizados, como saneamento urbano e carga, nos quais a categoria de trabalhadores sem qualificação (*unskilled*) apresenta um alto indicador de poder de

barganha. E no setor de software/tecnologia, no qual os trabalhadores altamente qualificados (*high skilled*) também se destacam.

4.2. *Rent-Sharing na indústria brasileira*

Com o objetivo de analisar o efeito do *rent-sharing* no longo prazo na economia brasileira, estimou-se o modelo considerando dados em painel. Para isso, utilizou-se a base de dados citada na seção 3.1 cuja unidade de análise é a indústria extrativista e de transformação.

O resultado das estimativas econométricas é apresentado no Apêndice 4 e Apêndice 5. Dentre as três variáveis de rentabilidade da firma consideradas nas estimativas, apenas as variáveis de lucro líquido por pessoal médio ocupado e lucro bruto por pessoal médio ocupado apresentaram estimativas estatisticamente significantes (com um nível de até 5% de significância) para identificação do poder de barganha dos trabalhadores (β_3), assim como sinais positivos para as variáveis com defasagem de dois períodos (2 lags).

O valor obtido para o β_3 de interesse na estimativa que inclui o lucro bruto por pessoal médio ocupado foi de: 0.000161, 0.000224 e 0.000163 respectivamente para os modelos com quatro, três e duas defasagens. O valor obtido para o β_3 de interesse na estimativa que inclui o lucro líquido por pessoal médio ocupado foi de 0.000231, 0.000182 respectivamente para os modelos com quatro e três defasagens. O resumo das estimativas segue na Tabela 5 abaixo.

Tabela 5: Painel dinâmico - Resumo das estimativas com defasagem da variável de rentabilidade

Variável Explicativa/Modelo	Lucro Bruto por trabalhador (Lag 2)	Lucro líquido por trabalhador (Lag 2)
Modelo (1)	0.000161*	-
Modelo (2)	0.000224**	0.000231**
Modelo (3)	0.000163*	0.000182*

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Neste sentido, analisando unicamente estes resultados, podemos afirmar que a hipótese de *rent-sharing* é corroborada pelas estimativas das regressões apresentadas para o caso das indústrias extrativista e de transformação brasileira,

ressaltando que este efeito ocorre com defasagem de aproximadamente dois períodos. Este resultado está em linha com o resultado obtido por Blanchflower et al. (1996) que mostra que as alterações na remuneração dos trabalhadores são precedidos por movimentos de rentabilidade das firmas. Porém, este resultado não pode ser analisado de maneira isolada.

Analizamos também a relevância da prática de *rent-sharing* para a determinação salarial, tendo em vista os demais fatores responsáveis pela sua dispersão. Nota-se que a magnitude do impacto sobre a remuneração dos trabalhadores é baixa quando comparado à magnitude do impacto de outras variáveis explicativas pertencentes ao modelo. Por exemplo, o nível de escolaridade do trabalhador apresenta para todas as estimativas, coeficientes com sinal positivo e significantes ao nível de 1% de significância, mantendo-se entre os valores 0.368 a 0.404. Ou seja, comparativamente estes resultados apresentam um maior nível de significância, além de maior relevância para a determinação salarial, do que o resultado obtido para o *rent-sharing*.

O efeito de longo prazo da rentabilidade das firmas sobre a remuneração dos trabalhadores é, em média, 6% do efeito estimado anteriormente através do modelo em *Cross Section*, apresentado no Apêndice 2. Esta relação é diferente da relação observada por Blanchflower et al. (1996), que encontra um efeito de longo prazo duas vezes maior do que o efeito observado no modelo em *Cross Section*.

Adicionalmente, o Lester Range (1952) também é utilizado para avaliar o impacto da rentabilidade das firmas sobre a distribuição dos salários. Esta estatística representa a participação do *rent-sharing* sobre a remuneração dos trabalhadores e possibilita comparar a sua extensão entre diversas economias. O Lester Range pode ser obtido através da seguinte fórmula:

$$4\hat{\lambda} * \frac{\sigma(X)}{\bar{X}},$$

Onde $\hat{\lambda}$ é a elasticidade estimada do salário-rentabilidade, $\sigma(X)$ e \bar{X} denotam, respectivamente, o desvio padrão e a média da rentabilidade por trabalhador. A interpretação desta estatística sugere *ceteris paribus* quanto o salário de um trabalhador aumentaria, em termos percentuais, se este trocasse seu local de

trabalho, optando por uma firma cuja rentabilidade esta dois desvios padrão acima da média, em detrimento de uma firma cuja rentabilidade se apresenta dois desvios padrão baixo da média. (Navon e Tojerow, 2006)

A obtenção de tais valores permite-nos efetuar comparações do poder de barganha relativa dos trabalhadores brasileiros em relação aos valores obtidos para trabalhadores de países desenvolvidos para os quais existem análises semelhantes.

A relação completa de estimativas para o Lester Range pode ser encontrada na Tabela 6. Os valores aqui obtidos apresentam-se entre 0.59% e 4.27% e entre 1.57% e 0.84% respectivamente para as regressões que consideram as variáveis de lucro bruto por pessoal médio ocupado e lucro líquido por pessoal médio ocupado. Estas estimativas podem ser comparadas com aquelas obtidas por Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996) para os Estados Unidos da América (24%); Navon e Tojerow (2013) para Israel (47%); Arai (2003) para a Suécia (entre 12% e 24%); Hildreth e Oswald (1997) para o Reino Unido (16%); e Martins (2004) para Portugal (56%). Nota-se que o resultado obtido para a economia brasileira apresenta-se abaixo do resultado obtido para países desenvolvidos, reforçando a noção de que o *rent-sharing* no Brasil é menos relevante para determinação salarial. Consequentemente, o poder de barganha dos trabalhadores brasileiros é significativamente inferior ao poder de barganha dos trabalhadores dos países com maior grau de desenvolvimento econômico.

Tabela 6: Lester range

Variável Explicativa/Modelo	Lucro Bruto por trabalhador	Lucro líquido por trabalhador
Modelo (1)	4.27%	-
Modelo (2)	2.10%	1.57%
Modelo (3)	0.59%	0.84%

5 CONCLUSÕES

Este trabalho buscou avaliar a existência do *rent-sharing* na indústria extrativista e de transformação brasileira, para os anos de 2002 a 2012. Para isso, os dados foram obtidos através de um *matching* composto de dois bancos de dados

principais, a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e da Pesquisa Industrial Anual (PIA). A primeira composição, cujo nível de agregação é o indivíduo, foi utilizada na estimação do modelo em *cross section*, enquanto a segunda composição, com dados agregados por subsetores da indústria extrativista e de transformação, foi utilizada na estimação em um painel dinâmico.

No painel dinâmico, a estimativa utilizada apoiou-se no modelo proposto por Arellano and Bond (1991) que produz estimativas consistentes através do *generalized method of moments* (GMM) e também variáveis instrumentais. A necessidade de adição de variáveis instrumentais ao modelo ocorre devido à endogeneidade existente entre as variáveis de rentabilidade das firmas e os salários pagos aos trabalhadores. Foram utilizadas três medidas de rentabilidade das firmas: valor adicionado, lucro líquido e lucro bruto, todos medidos por pessoal médio ocupado no ano.

Os resultados aqui obtidos foram estatisticamente significativos, e, portanto, são consistentes com aqueles encontrados por outros autores para as demais economias mundiais, corroborando a hipótese de *rent-sharing* na economia brasileira. É possível identificar uma correlação de longo prazo entre a rentabilidade das firmas e a remuneração dos trabalhadores, sendo que este efeito ocorre com uma defasagem média de dois períodos (dois anos).

Através do Lester Range foi possível calcular a participação do *rent-sharing* sobre a remuneração dos trabalhadores e comparar o seu impacto com diversas outras economias para as quais existem análises semelhantes. Conclui-se que o efeito do *rent-sharing* na economia brasileira ainda é de baixa magnitude quando comparado com economias desenvolvidas e consequentemente o poder de barganha dos trabalhadores brasileiros é significativamente inferior ao poder de barganha dos trabalhadores dos países com maior grau de desenvolvimento econômico.

Além disso, também foi avaliada a correlação de curto prazo entre salários e lucros, através de um modelo em *Cross Section* e o método de *generalized method of moments*. Esta correlação também foi avaliada para os diversos níveis de qualificação dos trabalhadores e considerando os resultados aqui

obtidos podemos afirmar que dada uma maior rentabilidade das firmas, o prêmio salarial concentra-se nas faixas de trabalhadores com maior nível de escolaridade.

Uma sugestão para desenvolver futuramente o tema estudado seria avaliar se esta heterogeneidade também ocorre no longo prazo. Esta análise não foi feita no presente trabalho porque a atual organização dos dados da RAIS e da PIA não permite o *match* das variáveis com este tipo de desagregação.

6 REFERÊNCIAS

ABOWD, J. LEMIEUX, T. **The Effect of Product Market Competition on Collective Bargaining Agreements: The Case of Foreign Competition in Canada.** The Quarterly Journal of Economics. November 1993.

ARBACHE, J. S e DE NEGRI, J. A. **Diferenciais de salários interindustriais no Brasil: evidências e implicações.** Texto para discussão nº 918, IPEA. Novembro, 2002.

ARBACHE, J. S e DE NEGRI, J. **Determinantes das exportações brasileiras: novas evidências.** Ipea, 2002.

ARBACHE, J. S e MENEZES-FILHO, N. **Rent-Sharing in Brazil: Using Trade Liberalization as a Natural Experiment.** Seminários de Pesquisa Econômica, 2000.

ARELLANO, M. e BOND, S. **Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.** The Review of Economic Studies, Vol. 58, No. 2 (Apr., 1991), pp. 277-297.

BLANCHFLOWER, D., OSWALD, A. e SANFEY, P. **Wages, profits, and rentsharing.** The Quarterly Journal of Economics, v. 111, n. 1, p. 227-251, 1996.

BLANCHFLOWER, D. e OSWALD, A. **Internal and External Influences Upon Pay Settlements.** British Journal of Industrial Relations. November, 1988.

CARNEIRO, F. **Insider Power in Wage Determination: Evidence from Brazilian Data.** Review of Development Economics, 3(2), 155–169, 1999.

CARRUTH, A. OSWALD, A. **Wage Inflexibility in Britain.** Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1987.

DU CAJU, P., KÁTAY, G., LAMO, A., NICOLITSAS, D. , POELHEKKE, S. **Inter-Industry wage differentials in EU countries: what do cross-country time varying data add to the Picture?** MNB Working paper. Magyar Nemzeti Bank. 2010/09.

FELBERMAYR, G., HAUPTMAN, A., SCHMERER, H. **International Trade and Collective Outcomes: Evidence from German Employer-Employee Data.** The Scandinavian Journal of Economics, 116 (3), p.820-837. 2014.

FIELDS, G. and WAN, H. **Wage-setting Institutions and Economic Growth.** World Development, 17, p. 1471-1483, 1989.

KAISER, U. e POHLMEIER, W. **Efficient Bargaining and the Skill-Structure of Wages and Employment.** CoFE-Diskussionspapiere, Universität Konstanz. August 2000.

KRUEGER, A. e SUMMERS, L. **Efficiency wage and the Inter-Industry Wage Structure.** Journal of the Econometric Society. Vol. 56, Nº2, p. 259-293. March 1988

MARTINS, Pedro S., ESTEVES, Luiz A. **Rent-Sharing nas indústrias brasileiras.** Texto para discussão, Cap.12. 2005.

LINDAUER, D. e SABOT, R. **The Public/Private Wage Differential in a Poor Urban Economy.** Journal of Development Economics, 12, p. 137-152, 1983.

MARTINS, Pedro S. **Rent Sharing and Wages.** Reflects et Perspectives. 2007.

MARTINS, Pedro S., ESTEVES, Luiz A. **Is there Rent Sharing in Developing countries? Matched-Panel Evidence from Brazil.** IZA Discussion Paper No. 2317. Setembro/2006.

MORRISON, A.R. **Are Institutions or Economic Rents Responsible for Interindustry Wage Differentials?** World Development, 22, p. 355-368, 1984.

MONTEIRO, N., PORTELA, M. **Firm Ownership and Rent Sharing.** Journal of Labor Research, p. 210-236. 2011.

NAVON, G., TOJEROW, I. **Does Rent-Sharing Profit Female and Male Workers? Evidence from Israeili Matched Employer-Employee Data.** Fondazione Gioacomo Brodolini and John Wiley & Sons Ltd. Abril, 2013

NICKELL, S. WADHWANI, S. **Insider Forces and Wage Determination.** The Economic Journal. p. 496 – 509. June, 1990.

NICKELL, S. **Product Market and Labour Markets**, mimeo, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford. 1998.

TEAL, F. **The Size and Sources of Economic Rents in a Developing Country Manufacturing Labour Market.** Economic Journal, v. 106, n. 473, p. 963-76, 1996.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna.** São Paulo. Pioneira Thomson Learning. 2006.

7 APÊNDICE

Apêndice 1: Lista de setores analisados (por CNAE)

Grupo CNAE 1.0	Grupo CNAE 2.0	Descrição
Indústria Extrativista		
24.2	2.1	Fabricação de outros produtos químicos orgânicos
11.1	6.0	Extração de petróleo e gás natural
13.1	7.1	Extração de minério de ferro
13.2	7.2	Extração de minério de alumínio
14.1	8.1	Extração de pedra, areia e argila
14.2	8.9	Extração de minerais para fabricação de adubos, fertilizantes e produtos químicos
10.1	5.0	Extração de carvão mineral
11.2	9.1	Atividades de serviços relacionados com a extração de petróleo e gás - exceto a prospecção realizada por terceiros
Indústria de Transformação		
15.1	10.1	Abate de reses, preparação de produtos de carne
15.2	10.3	Processamento, preservação e produção de conservas de frutas
15.9	10.3	Fabricação de refrigerantes e refrescos
15.3	10.4	Produção de óleos vegetais em bruto
15.4	10.5	Preparação do leite
15.5	10.6	Beneficiamento de arroz e fabricação de produtos do arroz
15.6	10.7	Usinas de açúcar
15.7	10.8	Torrefação e moagem de café
15.8	10.9	Fabricação de produtos de padaria, confeitaria e pastelaria
16.1	12.1	Fabricação de produtos do fumo
17.1	13.1	Beneficiamento de algodão
17.1	13.1	Beneficiamento de algodão
17.3	13.2	Tecelagem de algodão
17.7	13.3	Fabricação de tecidos de malha
17.5	13.4	Acabamentos em fios, tecidos e artigos têxteis, por terceiros
17.6	13.5	Fabricação de artefatos têxteis a partir de tecidos – exceto vestuário
18.1	14.1	Confecção de roupas íntimas, blusas, camisas e semelhantes
19.1	15.1	Curtimento e outras preparações de couro
19.2	15.2	Fabricação de malas, bolsas, valises e outros artefatos para viagem, de qualquer material
19.3	15.3	Fabricação de calçados de couro
20.1	16.1	Desdobramento de madeira
20.2	16.2	Fabricação de madeira laminada e de chapas de madeira compensada, prensada ou aglomerada
21.1	17.1	Fabricação de celulose e outras pastas para a fabricação de papel
21.2	17.2	Fabricação de papel
21.3	17.3	Fabricação de embalagens de papel
21.4	17.4	Fabricação de artefatos de papel, papelão, cartolina e cartão para escritório
22.2	18.1	Impressão de jornais, revistas e livros
22.3	18.3	Reprodução de discos e fitas
23.1	19.1	Coquerias
23.2	19.2	Refino de petróleo
23.4	19.3	Produção de álcool
24.1	20.1	Fabricação de cloro e álcalis
24.3	20.3	Fabricação de resinas termoplásticas
24.4	20.4	Fabricação de fibras, fios, cabos e filamentos contínuos artificiais
24.6	20.5	Fabricação de inseticidas
24.7	20.6	Fabricação de sabões, sabonetes e detergentes sintéticos
24.8	20.7	Fabricação de tintas, vernizes, esmaltes e lacas
24.9	20.9	Fabricação de adesivos e selantes
36.9	20.9	Fabricação de produtos diversos

24.5	21.1	Fabricação de produtos farmoquímicos
25.1	22.1	Fabricação de pneumáticos e de câmaras-de-ar
25.2	22.2	Fabricação de laminados planos e tubulares de plástico
26.1	23.1	Fabricação de vidro plano e de segurança
26.2	23.2	Fabricação de cimento
26.3	23.3	Fabricação de artefatos de concreto, cimento, fibrocimento, gesso e estuque
26.4	23.4	Fabricação de produtos cerâmicos refratários
26.9	23.9	Britamento, aparelhamento e outros trabalhos em pedras (não associados à extração)
27.1	24.1	Produção de ferro-gusa
27.2	24.2	Produção de semi-acabados de aço
27.3	24.3	Fabricação de tubos de aço com costura
27.4	24.4	Metalurgia do alumínio e suas ligas
27.5	24.5	Fabricação de peças fundidas de ferro e aço
		Fabricação de estruturas metálicas para edifícios, pontes, torres de transmissão, andaimes e outros fins
28.1	25.1	
28.2	25.2	Fabricação de tanques, reservatórios metálicos e caldeiras para aquecimento central
28.3	25.3	Produção de forjados de aço
28.4	25.4	Fabricação de artigos de cutelaria
29.6	25.4	Fabricação de outras máquinas e equipamentos de uso específico
29.7	25.5	Fabricação de armas de fogo e munições
28.9	25.9	Fabricação de embalagens metálicas
32.1	26.1	Fabricação de material eletrônico básico
30.2	26.2	Fabricação de computadores
		Fabricação de equipamentos transmissores de rádio e televisão e de equipamentos para estações telefônicas, para radiotelefonia e radiotelegrafia - inclusive de microondas e repetidoras
32.2	26.3	Fabricação de aparelhos receptores de rádio e televisão e de reprodução, gravação ou amplificação de som e vídeo
32.3	26.4	
		Fabricação de aparelhos e instrumentos de medida, teste e controle - exceto equipamentos para controle de processos industriais
33.2	26.5	
		Fabricação de aparelhos e instrumentos para usos médico-hospitalares, odontológicos e de laboratórios e aparelhos ortopédicos
33.1	26.6	
33.4	26.7	Fabricação de aparelhos, instrumentos e materiais ópticos, fotográficos e cinematográficos
31.1	27.1	Fabricação de geradores de corrente contínua ou alternada
31.4	27.2	Fabricação de pilhas, baterias e acumuladores elétricos - exceto para veículos
		Fabricação de subestações, quadros de comando, reguladores de voltagem e outros aparelhos e equipamentos para distribuição e controle de energia elétrica
31.2	27.3	
31.5	27.4	Fabricação de lâmpadas
29.8	27.5	Fabricação de fogões, refrigeradores e máquinas de lavar e secar para uso doméstico
29.4	27.9	Fabricação de máquinas-ferramenta
		Fabricação de motores estacionários de combustão interna, turbinas e outras máquinas motrizes não-elétricas - exceto para aviões e veículos rodoviários
29.1	28.1	
		Fabricação de fornos industriais, aparelhos e equipamentos não-elétricos para instalações térmicas
29.2	28.2	
29.3	28.3	Fabricação de tratores agrícolas
29.5	28.5	Fabricação de máquinas e equipamentos para a prospecção e extração de petróleo
34.1	29.1	Fabricação de automóveis, camionetas e utilitários
34.2	29.2	Fabricação de caminhões e ônibus
34.3	29.3	Fabricação de cabines, carrocerias e reboques para caminhão
34.4	29.4	Fabricação de peças e acessórios para o sistema motor
34.5	29.5	Recondicionamento ou recuperação de motores para veículos automotores
35.1	30.1	Construção e reparação de embarcações e estruturas flutuantes
35.2	30.3	Construção e montagem de locomotivas, vagões e outros materiais rodantes
35.3	30.4	Construção e montagem de aeronaves
35.9	30.9	Fabricação de motocicletas
36.1	31.0	Fabricação de móveis com predominância de madeira
28.8	33.1	Manutenção e reparação de tanques, reservatórios metálicos e caldeiras para aquecimento central

Apêndice 2: Resultados das estimativas em *Cross Section* (variável de rentabilidade: lucro bruto, lucro líquido e valor adicionado por pessoal médio ocupado)

	Modelo (1): Valor Adicionado por pessoal médio ocupado	Modelo (2): Lucro Bruto por pessoal médio ocupado	Modelo (3): Lucro líquido por pessoal médio ocupado
Variável de Rentabilidade	0.001377*** (0.00000855)	0.00403*** (0.0000278)	0.00379*** (0.000035)
Sexo	-0.323*** (0.000525)	-0.326*** (0.000601)	-0.343*** (0.000577)
Idade	0.0137*** (2.96e-05)	0.0136*** (3.29e-05)	0.0137*** (3.27e-05)
Tempo de Emprego	0.00479*** -0.0000126	0.00471*** -0.0000152	0.00478*** -0.0000149
Tempo de Emprego^2	-0.00000746*** (0.0000000515)	-0.00000753*** (0.0000000671)	-7.07e-06*** (0.0000000653)
Receitas Operacionais	-0.000000015*** (0.00000000558)	-0.0000000669*** (0.00000000768)	-0.00000005*** (0.00000000862)
Custo Total	0.0000000119*** (0.00000000101)	1.77e-08*** (0.00000000114)	0.0000000193*** (0.00000000124)
Receita líquida de vendas de produtos e serviços industriais	-0.0000000139*** (0.00000000109)	-0.0000000173*** (0.00000000118)	-0.0000000186*** (0.00000000124)
Dummy de Tamanho de Estabelecimento	Sim	Sim	Sim
Dummy de Ano	Sim	Sim	Sim
Dummy de Escolaridade	Sim	Sim	Sim
Constante	3.372*** -0.0402	3.404*** -0.0399	3.554*** -0.0402
Observations	4,497,531	4,493,503	4,493,503
R-squared	0.535	0.323	0.344

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Apêndice 3: Resultado das estimativas em *Cross Section* por nível de qualificação do trabalhador (variável de rentabilidade: lucro bruto, lucro líquido e valor adicionado por pessoal médio ocupado)

	Modelo (1): Valor Adicionado por pessoal médio ocupado	Modelo (2): Lucro líquido por pessoal médio ocupado	Modelo (3): Lucro Bruto por pessoal médio ocupado
Variável de Rentabilidade X Faixa 1	-0.000939*** (2.15e-05)	-0.0159*** (0.000146)	-0.0033781 0.0000686
Variável de Rentabilidade X Faixa 1	0.00234*** (1.50e-05)	0.00290*** (5.75e-05)	0.0050413 0.0000458
Variável de Rentabilidade X Faixa 1	0.00615*** (2.42e-05)	0.0202*** (0.000133)	0.0164202 0.0000701
Sexo	-0.306*** (0.000702)	-0.348*** (0.00119)	-0.3287939 0.0010212
Idade	0.0124*** (3.49e-05)	0.0124*** (5.82e-05)	0.0124867 0.0000458
Tempo de Emprego	0.00525*** (1.89e-05)	0.00575*** (3.48e-05)	0.0053299 0.0000291
Variável de Rentabilidade X Faixa 1	-0.000939*** (2.15e-05)	-0.0159*** (0.000146)	-0.0033781 0.0000686
Receitas Operacionais	-3.60e-08*** (8.53e-10)	7.91e-08*** (2.16e-09)	-5.94E-08 1.68E-09
Variável de Rentabilidade X Faixa 1	-0.000939*** (2.15e-05)	-0.0159*** (0.000146)	-0.0033781 0.0000686
Receita líquida de vendas de produtos e serviços industriais	-1.90e-08*** (2.23e-10)	-1.74e-08*** (2.56e-10)	-2.12E-08 2.17E-10
Constante	2.063*** (0.00188)	2.107*** (0.00316)	2.047019 0.0028884
Dummy de Ano	Sim	Sim	Sim
Dummy de Tamanho de Estabelecimento	Sim	Sim	Sim
Observations	4,498,786	4,498,786	4,498,786
R-squared	0.248		

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Apêndice 4: Resultados das estimativas em painel dinâmico (variável de rentabilidade: lucro bruto por pessoal médio ocupado)

Anos 2002 - 2012				
Variável Explicativa: Lucro Bruto por pessoal médio ocupado	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	
Log Salário-Hora (Lag 1)	0.153***	0.133***	0.131***	
-	0.03630000	-	0.03490000	- 0.03870000
Lucro Bruto por pessoal médio ocupado	0.00001480	-	0.00014600	- 0.00013200
-	0.00009000	-	0.00010300	- 0.00016600
Lucro Bruto por pessoal médio ocupado (Lag 1)	0.00002110	-	0.00000705	- 0.00013400
-	0.00009480	-	0.00009480	- 0.00012600
Lucro Bruto por pessoal médio ocupado (Lag 2)	0.000161*	0.000224**	0.000163*	
-	0.00009210	-	0.00009270	- 0.00009870
Lucro Bruto por pessoal médio ocupado (Lag 3)		0.00000522	0.00005820	
-		0.00008250	- 0.00008800	
Lucro Bruto por pessoal médio ocupado (Lag 4)			0.00006610	
-			- 0.00008520	
Escolaridade	0.379***	0.368***	0.403***	
-	0.01810000	-	0.01700000	- 0.01940000
Tamanho do Estabelecimento	0.00167000	-	0.00134000	0.01340000
-	0.00838000	-	0.00801000	- 0.00970000
Sexo	-0.459**	-	0.23200000	- 0.20100000
-	0.20300000	-	0.20300000	- 0.20900000
Idade	0.0593***	0.0570***	0.0447***	
-	0.00605000	-	0.00602000	- 0.00774000
Tempo de Emprego	0.00043600	-	0.00131000	- 0.00125000
-	0.00106000	-	0.00110000	- 0.00150000
Tempo de Emprego^2	-9.25e-06*	-	0.00000545	0.00000125
-	0.00000522	-	0.00000586	- 0.00000956
Receitas Operacionais	0.00000	1.65e-08**	1.77e-08*	
-	0.00000	-	0.00000	- 0.00000
Custo Total	0.00000000	-2.86e-09*	-5.22e-09*	
-	0.00	-	0.00	- 0.00
Receita líquida de vendas de produtos e serviços industriais	0.00	0.00	0.00	
-	0.00	-	0.00	- 0.00
Dummy de Ano	Sim	Sim	Sim	
Observations	400	350	300	
Standard errors in parentheses				
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Apêndice 5: Resultados das estimativas em painel dinâmico (variável de rentabilidade: lucro líquido por pessoal médio ocupado)

Anos 2002 - 2012			
Variável Explicativa: Lucro Líquido por pessoal médio ocupado		Modelo (2)	Modelo (3)
Log Salário-Hora (Lag 1)		0.131***	0.130***
	-	0.0347000	- 0.0386000
Lucro líquido por pessoal médio ocupado	-	0.0001580	- 0.0001170
	-	0.0001050	- 0.0001660
Lucro líquido por pessoal médio ocupado (Lag 1)	-	0.0000075	- 0.0001060
	-	0.0000944	- 0.0001250
Lucro líquido por pessoal médio ocupado (Lag 2)		0.000231**	0.000182*
	-	0.0000938	- 0.0000994
Lucro líquido por pessoal médio ocupado (Lag 3)	-	0.0000107	- 0.0000401
	-	0.0000836	- 0.0000889
Lucro líquido por pessoal médio ocupado (Lag 4)			0.0000382
	-		- 0.0000866
Escolaridade		0.369***	0.404***
	-	0.0170000	- 0.0193000
Tamanho do Estabelecimento	-	0.0009330	- 0.0137000
	-	0.0080500	- 0.0096900
Sexo	-	0.2370000	- 0.2000000
	-	0.2040000	- 0.2090000
Idade		0.0568***	0.0447***
	-	0.0060000	- 0.0077300
Tempo de Emprego	-	0.0014000	- 0.0012300
	-	0.0010900	- 0.0014900
Tempo de Emprego^2	-	0.0000051	- 0.0000011
	-	0.0000058	- 0.0000095
Receitas Operacionais		1.68e-08**	1.81e-08*
	-	0.0000000	- 0.0000000
Custo Total		-2.96e-09*	0.0000000
	-	0.0000000	- 0.0000000
Receita líquida de vendas de produtos e serviços industriais	-	0.0000000	- 0.0000000
Dummy de Ano		Sim	Sim
Observations		350	300

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1