

# VI ENEI Encontro Nacional de Economia Industrial

Indústria e pesquisa para inovação: novos desafios ao desenvolvimento sustentável

30 de maio a 3 de junho 2022

## Impacto da concentração de mercado nos salários: Evidências para a Indústria da Transformação (2002-2017)

Thamyres Firmino Gomes da Silva\*;

Roberta de Moraes Rocha\*\*;

Klebson Humberto de Lucena Moura\*\*\*;

**Resumo:** Teorias existentes sobre o mercado de trabalho argumentam que a baixa capacidade de negociação dos trabalhadores provocada pela baixa qualificação e pouca mobilidade espacial pode aumentar o poder de mercado das empresas que utilizam esse fator para reduzir os salários. As evidências empíricas da associação entre a concentração de mercado são focados em países desenvolvidos, ficando limitada a análise para países de industrialização recente. Assim, este trabalho estima o impacto da concentração do mercado de trabalho, medida através do índice de Herfindahl-Hirschman (IHH), sobre os salários médios dos trabalhadores da Indústria da Transformação, para o período de 2002-2017, utilizando os microdados da RAIS/ME. Os resultados mostraram que um aumento de 1% na concentração do mercado de trabalho está associado a uma redução de 0,089% dos salários médios reais, não havendo diferenciais salariais significativos entre os municípios com absoluto poder de monopsonio e aqueles com grau de concentração menor que um.

**Palavras-chave:** Poder de Mercado; Concentração; Mercado de trabalho; Salários.

**Código JEL:** J42; J21; J31.

**Área Temática:** 1.2 Competição, preços e estruturas de mercado

---

## The Impact Of Market Concentration on Wages: Evidence from the Manufacturing Industry (2002-2017)

**Abstract:** Existing theories about the labor market argue that the low bargaining capacity of workers caused by low qualifications and little spatial mobility can increase the market power of companies that use this factor to reduce wages. Empirical evidence of the association between market concentration is focused on developed countries, leaving the analysis limited to countries with recent industrialization. In this way, the present work estimates the impact of labor market concentration, measured through the Herfindahl-Hirschman index (HHI), on the average wages of workers in the Manufacturing Industry, for the period 2002-2017, using microdata from RAIS/ME. The results showed that a 1% increase in labor market concentration is associated with a 0.089% reduction in average real wages, with no significant wage differentials between municipalities with absolute monopsony power and those with a degree of concentration lower than one.

**Keywords:** Market Power; Concentration; Labor Market; Wages.

\* Doutoranda em Economia pelo PPGE/UFJF. E-mail: thamyresfirmino13@gmail.com

\*\* Doutora em economia pelo Pimes/UFPE e docente no PPGEcon/UFPE/CAA. E-mail: roberta.mrocha@ufpe.br

\*\*\* Doutor em economia pelo Pimes/UFPE e docente no PPGEcon/UFPE/CAA. E-mail: klebson.moura@ufpe.br

## 1. Introdução

Apesar das teorias clássicas que adotam a competição perfeita no mercado de trabalho conseguirem explicar uma parte dos diferenciais salariais existentes entre trabalhadores, há evidências de que uma boa parte dessas diferenças se devem a outros fatores, além na qualificação do trabalhador e de fatores ambientais do trabalho (MICHAELIDES, 2009).

As teorias mais recentes sobre o mercado de trabalho argumentam que economias de aglomeração podem aumentar os salários nominais à medida que as empresas repassam os ganhos de produtividade, em algum grau, para os trabalhadores (GALINARI et al. 2007). Dessa forma, são dois os principais eixos de pesquisa sobre os efeitos das economias de aglomeração: a produtividade e os salários (DALBERTO; STADUTO, 2013).

Becker (2015) destaca três principais formas de análise do sistema industrial local: através da estrutura de mercado, das instituições e da estrutura industrial. No primeiro caso, da estrutura de mercado, o principal foco dos estudos é o efeito do poder de mercado das empresas sobre o bem-estar dos trabalhadores. O segundo caso, das instituições, envolve o ambiente institucional ao qual a firma é estabelecida, sob a premissa de que este é um fator determinante de sua distribuição de renda. O terceiro fator, de estrutura industrial, está ligado a forma como as firmas se organizam espacialmente.

Na análise da estrutura de mercado, um dos principais tópicos estudados é a concentração, um aspecto que depende das forças que estão ativas em um determinado segmento, como por exemplo a existência de barreiras à entrada, a concorrência internacional e a verticalização (ROCHA, 2010).

A concentração pode ser analisada por várias óticas, dentre elas, a concentração do mercado de trabalho e a concentração do mercado de produto (MARINESCU; OUSS; PAPE, 2021). Com relação a concentração do mercado de trabalho, a teoria nos diz que, em um mercado monopsonista – ou seja, um local com poucos empregadores de mão de obra – as firmas podem usar seu poder de barganha para diminuir o salário dos trabalhadores, dado que os últimos não possuem grande mobilidade para poder se deslocar a outro local que ofereça níveis salariais maiores (MICHAELIDES, 2009).

Estudos anteriores que buscaram associar a concentração de mercado com os salários foram focados em países desenvolvidos, ficando limitada a análise para países de industrialização recente (GALINARI et al. 2007). Neles, obteve-se que a concentração do mercado de trabalho (que aqui se traduz como poucos estabelecimento em um determinado município retendo grande parte da mão de obra) afeta negativamente o salário dos trabalhadores (AZAR; MARINESCU; STEINBAUM, 2020; BENMELECH; BERGMAN; KIM, 2020; HERSHBEIN; MACALUSO; YEH, 2019; SHARMA; ROTTHOFF, 2019; MARINESCU; OUSS; PAPE, 2021).

Dentre as medidas de concentração de mercado mais abordadas na literatura da organização industrial está o índice Herfindahl-Hirschman. Segundo Azar, Marinescu, Steinbaum (2020) uma vantagem desse índice é que existem orientações oficiais do governo norte americano que são utilizados na literatura da organização industrial para relatar e classificar os níveis de concentração de mercado em alto, médio e baixo.

No Brasil, a concentração do sistema produtivo em áreas urbanas é bastante heterogênea geograficamente e economicamente (CATELA; GONÇALVES; PORCILE, 2010). Porém, ao longo da história do país, essa concentração foi aumentando em áreas específicas (áreas com uma maior presença de externalidades positivas), levando a criação de disparidades regionais (DALBERTO; CIRINO; STADUTO, 2016).

Segundo dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS/ME), mais da metade das indústrias de transformação estão localizadas na região Sudeste e Sul, que juntas corresponderam a uma média de quase 76% das empresas entre 2010 e 2019. O mesmo ocorre para a quantidade de trabalhadores: cerca de 50% estavam localizados na região Sudeste e 27% na região Sul nos últimos 10 anos.

Nestes polos industriais brasileiros, a presença de vários estabelecimentos faz com que a contratação de mão de obra seja menos concentrada, levando, possivelmente, à benefícios em termos de ganhos salariais e de bem-estar dos trabalhadores, conforme aponta a teoria do mercado de trabalho monopsônico. Assim, é possível testar, no âmbito dessa teoria, se o fato da maioria dos estabelecimentos da indústria estarem localizados nessas regiões e representarem mais da metade do número de trabalhadores tem algum impacto

sobre variáveis como o salário, que afeta diretamente o bem-estar dos trabalhadores. Mais ainda, será possível entender de que forma a concentração desses e de outros empregadores vem se comportado ao longo do tempo no país.

Como esse estudo ainda não é aplicado para o caso brasileiro, ele pode ajudar a responder questões ainda pouco exploradas. Entender de que forma a concentração de empregadores afeta o mercado de trabalho é importante à medida que este tema pode ajudar na formulação de políticas adequadas. A concentração, além de causar distorções macroeconômicas por se tratar de uma falha de mercado, também afeta o bem-estar individual dos trabalhadores por meio de seus efeitos sobre o emprego e salário.

A maior parte dos estudos que buscaram associar a concentração e os salários para a economia brasileira focam na teoria de economias de aglomeração, subdividida em de especialização/localização, e economias de urbanização/diversificação (ver GALINARI et al. 2007; CATELA; GONÇALVES; PORCILE, 2010; DALBERTO; STADUTO, 2013). Assim, nada se tem com relação a teoria do poder de monopsônio no mercado de trabalho que relaciona a concentração de empregadores e seus efeitos negativos sobre os salários.

Neste cenário, o presente estudo busca avaliar o impacto da concentração de mercado de trabalho sobre a remuneração média dos trabalhadores da indústria da transformação para o período de 2002 a 2017. Uma grande diferença deste trabalho em relação à anteriores é o uso de dados em painel e a consideração da indústria da transformação, setor que representa a segunda maior parcela do PIB segundo dados do IBGE.

Os dados que foram utilizados são da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) divulgadas anualmente pelo Ministério do Trabalho. A metodologia segue o que foi proposto por Benmelech, Bergman e Kim (2020) e Azar, Marinescu e Steinbaum (2020). A pesquisa apresenta três inovações: i) utiliza uma metodologia pouco aplicada no Brasil (índice Herfindahl-Hirschman para o mercado de trabalho); ii) aborda a teoria do mercado de trabalho monopsônico para o caso brasileiro; iii) utiliza o modelo de dados em painel para os microdados ao nível das firmas e dos trabalhadores possibilitando o controle de características individuais para obter melhores estimativas.

As estimações foram obtidas através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Variáveis Instrumentais (IV) para controlar os efeitos do crescimento econômico local sobre a concentração.

## **2. Monopsônio e concentração no mercado de trabalho**

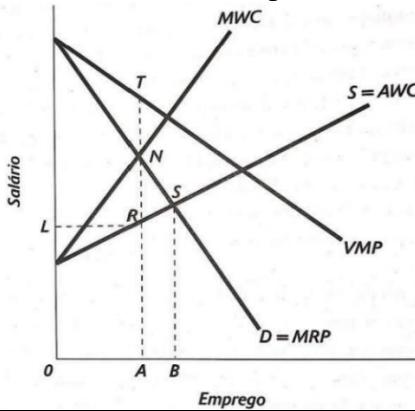
Segundo Michaelides (2010) existem duas principais linhas de pesquisas que buscam estudar as disparidades salariais em um mercado de concorrência perfeita (oferta de trabalho infinitamente elástica): 1 – as características produtivas do trabalhador (como capital humano) e 2 - heterogeneidade nas condições de trabalho (como o risco de acidentes no trabalho ou um trabalho perigoso do emprego).

Porém, devido a falhas de mercado, não se pode garantir a existência de um mercado de trabalho com concorrência perfeita. Isso acontece porque, na maioria das vezes, as firmas se deparam com baixas elasticidades de oferta de trabalho, fazendo com que os empregadores tenham um papel ativo na determinação dos salários e usem isso para reduzir o nível salarial abaixo do produto marginal do trabalho (MICHAELIDES, 2010; HERSHBEIN; MACALUSO; YEH, 2019; AZAR; MARINESCU; STEINBAUM, 2020).

Na literatura da economia do trabalho, quando temos uma situação em que há apenas uma ou poucas empresas contratantes de mão-de-obra e baixa elasticidade de oferta de trabalho, o mercado de trabalho se aproxima de uma estrutura de monopsônio (AZAR; MARINESCU; STEINBAUM, 2020).

Joan Robinson (1933) introduziu de forma pioneira a ideia de monopsônio à teoria econômica através do seu livro *The Economics of Imperfect Competition*. Embora o monopsônio se refira a vários tipos de mercado, ele é mais comumente relacionado ao mercado de trabalho, dado que o poder de mercado das firmas deriva das condições de trabalho utilizadas no processo produtivo (ASHENFELTER; FARBER; RANSOM, 2010). No contexto de mercado de trabalho, temos a figura a seguir:

Figura 1 – Teoria do Monopsônio de Robinson



**MWC** = Curva de custo de salário marginal

**AWC** = Curva de custo de salário médio (salário que deve ser pago por trabalhador)

**VMP** = Valor do produto marginal

**MRP** = Curva de produto de receita marginal (curva de demanda de trabalho de curto prazo de uma firma)

Fonte: BRUE [1945] (2006)

Para Robinson, as empresas contratam A em vez de B para maximizar seu lucro, dado que com esse nível de contratação ela pagará salários mais baixos. A exploração, então, se dá pela diferença entre o produto da receita marginal (MRP), representado por N, e o salário do monopsônio, representado por R na curva de custo de salário médio (AWC). Logo, o monopsonista pagará um salário L, que é menor do que seria em um mercado sob concorrência perfeita, em que o salário seria igual a receita marginal do trabalhador (Brue [1945] 2006).

Para explicar esse modelo, considere que o mercado de trabalho é competitivo, conforme mostrado por Ashenfelter, Farber e Ransom (2010). Nele, o empregador escolhe os salários de forma a maximizar o lucro:

$$\Pi = R(L) - WL,$$

A condição de primeira ordem iguala a receita marginal ( $R(L)$ ) ao custo marginal ( $W$ ):

$$R'(L) = W$$

No caso do empregador com poder de monopsônio, temos que o custo marginal do trabalho é maior do que o salário. A função de oferta de trabalho com inclinação ascendente implica que o salário é uma função crescente do emprego (a curva de oferta inversa). Temos, então

$$\Pi = R(L) - W(L)L$$

Nesse caso, a condição de primeira ordem é dada por:

$$R'(L) = W'(L)L + W(L).$$

Dada a suposição usual de que o produto da receita marginal do trabalho está diminuindo em  $L$ , isso implica que o empregador com poder de monopsônio contratará menos trabalho e pagará salários mais baixos do que o empregador equivalente em um mercado de trabalho competitivo.

Reescrevendo a equação anterior, temos:

$$\frac{R'(L) - W}{W} = \frac{1}{\varepsilon_{NW}},$$

Em que  $\varepsilon_{NW}$  é a elasticidade-salário da oferta de trabalho enfrentada pela empresa monopsonista. Essa expressão demonstra a relação inversa da diferença entre a receita marginal do produto do trabalho e

a taxa de salários com a elasticidade da oferta de trabalho. O modelo competitivo é o caso limite em que  $\varepsilon_{NW}$  se aproxima do infinito.

Da teoria do monopsônio no mercado de trabalho, podemos associar com poder de mercado tanto à elasticidade da oferta de trabalho quanto à concentração. Dessa forma, podemos olhar tanto para as características dos trabalhadores quanto das firmas e indústrias (AZAR; MARINESCU; STEINBAUM, 2020).

Conforme Azar, Marinescu e Steinbaum (2020) um mercado de trabalho concentrado é aquele em que apenas algumas firmas dominam a contratação da mão-de-obra de uma região. Benmelech, Bergman e Kim (2020) argumentam que os trabalhadores possuem mobilidade reduzida, já que geralmente só procuram empregos a nível local porque os custos de mobilidade são altos. Tem-se então que o poder de mercado das firmas aumenta à medida que a capacidade de negociação dos trabalhadores é afetada pela baixa mobilidade espacial. Além disso, existem outras condições não monetárias que impedem os indivíduos de mudar de localidade.

Com esse alto custo de mobilidade e a presença de poucos empregadores em um determinado local, as firmas podem explorar seus trabalhadores através da diminuição dos níveis salariais (MICHAELIDES, 2010). Impossibilitados de negociar – plenamente – em um mercado em que as alternativas de trabalho são reduzidas, os trabalhadores acabam aceitando salários em média menores do que seriam caso eles tivessem um grau de mobilidade espacial maior (BENMELECH; BERGMAN; KIM, 2020).

Para medir a concentração no mercado de trabalho, a medida mais comum e mais indicada é o índice Herfindahl–Hirschman, que mensura a concentração de empregadores de uma indústria dentro de um mercado (BENMELECH; BERGMAN; KIM, 2020; AZAR; MARINESCU; STEINBAUM, 2020). Para nível de firma/empresa, ele pode ser calculado como:

$$IHH_{j,c,t} = \sum_{f=1}^N S_{f,j,c,t}^2 \quad \text{em que} \quad S_{f,j,c,t} = \frac{emp_{f,j,c,t}}{\sum_{f=1}^N emp_{f,j,c,t}}$$

Sendo:

$S$  = quota de emprego

$emp$  = emprego total

$f$  = firma;  $j$  = indústria;  $c$  = município;  $t$  = ano

O IHH considera um mercado com  $n$  empresas, em que a quota de mercado que cada empresa possui é representado por  $S$ . O índice, então, é calculado como a soma total do quadrado dessas cotas, o que faz com que ele seja sempre positivo. Se  $S$  está entre 0 e 1, então teremos  $0 < IHH \leq 1$ . Caso  $S$  esteja expresso em porcentagem ( $0 < S \leq 100$ ), o IHH irá variar entre 0 e 10000 (NALDI; FLAMINI, 2014). Quanto mais alto seu valor, maior o nível de concentração local e, lugares com o IHH igual a um são relatados como absoluto poder de monopsônio (BENMELECH; BERGMAN; KIM, 2018).

Naldi e Flamini (2014) apontam que esse índice está entre os mais firmes nos estudos que envolvem concentração, sendo necessário, para seu cálculo, conhecer as fatias de mercado absorvidas por todas as firmas da região de estudo.

Assim, o IHH oferece uma medida mais adequada para capturar o efeito do monopsônio no mercado de trabalho (HERSHBEIN; MACALUSO; YEH, 2019). Além disso, existem diretrizes sobre seus níveis que servem de guia para classificar os níveis de concentração de mercado em alto, médio e baixo, facilitando a análise (AZAR; MARINESCU; STEINBAUM, 2020).

Para justificar o uso do IHH como medida adequada do poder de mercado das firmas, vamos utilizar o modelo proposto por Hershbein, Macaluso e Yeh (2019). Nele, os autores começam definindo o poder de mercado dos empregadores como a média do emprego ponderada pelo poder de monopsônio individual das firmas:

$$\mathcal{M} = \sum_{i \in m} \omega_i \mu_i$$

Em que  $\mu_i$  é alguma medida do poder de monopsônio da firma  $i$  e  $\omega_i$  é a parcela de empregos do mercado de trabalho  $m$  que essa firma retém.

A diminuição do preço do trabalho pelas firmas em relação ao produto marginal está diminuindo monotonicamente em sua elasticidade de oferta de trabalho percebida. Para ver isso, considere o problema de maximização do lucro de uma empresa:

$$\max_{N \geq 0} F(N) - w(N)N$$

Reorganizando, temos que a condição de otimização de uma empresa é:

$$\begin{aligned} F'(N^*) &= \left[ \frac{w'(N^*)N^*}{w(N^*)} + 1 \right] w(N^*) \\ &= \left[ \frac{\varepsilon_S + 1}{\varepsilon_S} \right] \cdot w(N^*) \end{aligned}$$

Em que a elasticidade da oferta de trabalho percebida pela empresa é definida como

$$\varepsilon_S^{-1} \equiv \frac{w'(N)N}{w(N)} \Big|_{N=N^*}$$

Portanto, a diminuição de preço do trabalho por uma empresa é um para um com a elasticidade da oferta de trabalho:

$$\mu = \frac{\varepsilon_S + 1}{\varepsilon_S}$$

A partir da derivação acima, Hershbein, Macaluso e Yeh (2019) concluem que o IHH é uma proxy adequada do poder de mercado das firmas com base na suposição de que a redução de preços pelas empresas em relação ao produto marginal do trabalho são proporcionais ao seu tamanho (parcela do mercado de trabalho), ou seja,  $\mu_i \propto s_i$  implica  $HHI \propto \mathcal{M}$  (leia-se  $\propto$  como “proporcional a”), assumindo que  $\mu_i \propto s_i$  requer suposições específicas e rigorosas da forma funcional sobre a tecnologia de produção de uma empresa e a estrutura de preferência dos trabalhadores.

### 3. Revisão de literatura

Estudos que medem o impacto da concentração do mercado de trabalho nos salários dos trabalhadores têm sido desenvolvidos principalmente nos Estados Unidos. Esta seção, além de relatar parte desses estudos, também aborda alguns outros que vêm sendo desenvolvidos no Brasil na área de concentração e salários.

#### 3.1 Evidências empíricas para os Estados Unidos

Azar, Marinescu, Steinbaum (2020), ao estudarem a economia norte americana, perceberam que a maioria das leis antitrustes focavam nos consumidores, ignorando os impactos que a concentração de mercado poderia causar nos trabalhadores. Dessa forma, eles resolveram quantificar a concentração dentro do mercado de trabalho e a maneira como essa afetava os salários. Utilizando dados do CareerBuilder.com, o maior site de procura de emprego dos Estados Unidos, de 2010 a 2013, eles mensuraram a concentração através do IHH e estimaram seu efeito sobre os salários médios publicados pela plataforma para zonas de migração pendular dos EUA. Seus resultados mostraram que o aumento da concentração do mercado de trabalho em nível local dentro de uma determinada ocupação e zona de deslocamento prediz menores postagens de salários online.

Benmelech, Bergman e Kim (2020), sob a justificativa de que há, nas últimas décadas, uma persistente diminuição do nível de salários dos trabalhadores dos Estados Unidos, analisaram os efeitos da concentração do mercado de trabalho sobre os salários para o período de 1977-2009. Os autores pontuam que, apesar de já haver muitos estudos na área, grande parte deles consideram outras características que não

a concentração e, aqueles que analisam a concentração, focam na diminuição da concorrência no mercado de produtos. Assim, em comparação com esses estudos anteriores, Benmelech, Bergman e Kim (2020) tentam buscar as causas da baixa participação do trabalho na renda nacional a partir da concentração do mercado de trabalho.

Com dados provenientes do U.S. Census Bureau, os autores estimaram o efeito da concentração utilizando o IHH para a indústria manufatureira, além de analisar os efeitos de outras variáveis como a produtividade dos trabalhadores, o grau de sindicalização dos funcionários e o efeito do chamado “China Shock” – aumento da competição causada pela China. Os resultados levaram a 5 principais conclusões: 1) para os dados de concentração a nível local em corte transversal, obteve-se uma variância significante, enquanto para a série temporal, notou-se que a concentração aumentou ao longo do tempo; 2) houve uma correlação negativa entre nível de concentração local e salários, mesmo após controlar outras variáveis; 3) em indústrias com grau de sindicalização mais alto, o impacto da concentração sobre os salários foi menor; 4) em locais com grau de concentração menor, a ligação entre crescimento da produtividade e crescimento dos salários é maior; 5) o aumento das importações vindas da China está ligada ao aumento da concentração de mercado a nível local.

Rinz (2020) também investigou os efeitos da concentração de empregos na indústria estadunidense utilizando o IHH, calculado por zona de deslocamento e indústria para toda a economia, em uma metodologia parecida com a de Azar, Marinescu, Steinbaum (2020). Os dados utilizados continham informações demográficas sobre as empresas e os trabalhadores, possibilitando a análise dos efeitos distributivos da concentração industrial local sobre os ganhos e a desigualdade dentro e entre grupos demográficos. Seus resultados mostraram que o aumento da concentração local reduz os rendimentos e aumenta a desigualdade, entretanto, esses efeitos variaram não apenas na distribuição de ganhos, mas também entre os grupos demográficos.

Hershbein, Macaluso e Yeh (2019) analisaram os efeitos do poder de monopólio sobre o mercado de trabalho local dos Estados Unidos. Os autores encontraram poucas evidências de concentração generalizada ou crescente no mercado de trabalho dos EUA, medida através do IHH. Porém, com relação a concentração e salários, os seus resultados mostraram que há a correlação negativa entre essas duas variáveis, em concordância com os estudos de Azar, Marinescu, Steinbaum (2020) e Benmelech, Bergman e Kim (2020). Mais ainda, eles encontraram uma relação positiva entre a concentração e a demanda por habilidades e concluíram que há evidências consistentes de haver poder de mercado – concentração de empregadores a nível local – nos EUA.

Sharma e Rotthoff (2019) analisaram os efeitos da concentração no mercado de seguros dos EUA sobre a participação do emprego – definido como a razão entre os salários totais e o total de vendas – e o nível de salários para o período 2001-2012. A escolha por esse setor vem do fato dele depender apenas regulamentações estaduais, isentando-o, por exemplo, das leis federais antitrustes. Além disso, esse setor é um importante componente da economia norte americana e qualquer modificação dele tem um impacto bastante significativo na população. Da mesma forma que outros trabalhos que medem concentração, Sharma e Rotthoff (2019) utilizaram o IHH para mensurar o nível de concentração do setor de seguros. Porém, em seu trabalho, o IHH foi calculado utilizando os prêmios diretos emitidos. Ou seja, os autores mensuraram a concentração com relação ao mercado do produto, e não ao mercado de trabalho.

Os resultados do estudo de Sharma e Rotthoff (2019) mostraram que, apesar da concentração ter uma correlação negativa com a participação da mão de obra, não houve um efeito estatisticamente significante entre a concentração e a média salarial dos trabalhados do setor de seguros.

Azar et al. (2020) estudaram os efeitos da concentração (medida através do IHH calculado a partir do número de vagas online) sobre os salários em um nível mais desagregado da indústria (Standard Industrial Classification – SIC, 6 dígitos) quando comparado com estudos anteriores. Utilizando dados coletados do Burning Glass Technologies em 2016 para os EUA, eles mostraram que a concentração do mercado de trabalho está negativamente correlacionada com os salários, não havendo uma relação robusta entre a concentração e o nível de habilidade de uma ocupação.

Marinescu, Ouss e Pape (2021), ao pontuar que a maioria dos trabalhos anteriores focaram só no efeito da concentração sobre os salários, estudaram seus efeitos também sobre outras variáveis como o nível de emprego em toda a economia – através de simulações de fusões de empresas de uma mesma indústria

utilizando os resultados das estimativas. Utilizando dados provenientes de três diferentes bases de dados francesas e um painel de efeitos fixos com uso de variáveis instrumentais, eles analisaram esses efeitos da concentração tanto no mercado de trabalho quanto no mercado de produtos para os trabalhadores franceses recém contratados. Seus resultados colaboraram com as hipóteses adotadas de que aumentos na concentração do mercado de trabalho levam a uma diminuição dos salários de trabalhadores recém contratados e aumentos na concentração do mercado de produtos aumentam os salários dos trabalhadores já contratados, principalmente daqueles com maiores taxas de sindicalização. Com relação ao impacto causado pelas fusões sobre o emprego de toda economia, eles concluíram que, para mercados de trabalho pouco concentrados, o efeito prejudicial parece ser maior.

### 3.2 Evidências empíricas para o Brasil

Na literatura brasileira, destaca-se o estudo de Galinari et al. (2007) como uma das primeiras tentativas de associação entre essas duas variáveis (salários e concentração). Eles utilizaram duas bases de dados, o Censo e a RAIS, para os anos de 1991 e 2000. As variáveis principais analisadas, concentração industrial e especialização produtiva local, foram construídas de maneira diferente das metodologias dos estudos pontuados anteriormente. A concentração industrial, nesse estudo, foi representada pela quota de emprego local. A quota de emprego local é a quantidade de emprego industrial local com relação ao nacional. Já para calcular a especialização, eles utilizaram o IHH, especificando que, quando o índice for igual a zero, uma indústria de uma cidade é perfeitamente diversa, enquanto que, quando o índice tende a 2, o contrário acontece. Eles também utilizaram a média dos anos de estudo da população economicamente ativa ocupada dos censos demográficos como variável de controle. Os resultados para as duas variáveis principais da análise mostraram que a concentração – entendida como economias de aglomeração – teve um efeito positivo sobre os salários e a especialização – medida pelo IHH – teve um sinal negativo, indicando que quanto maior o nível de especialização menores os salários. Ambos os resultados foram estatisticamente significantes.

Catela, Gonçalves e Porcile (2010), considerando o salário médio como uma proxy para produtividade, estudaram os efeitos da diversificação e da especialização sobre a produtividade brasileira para os anos de 1997 e 2007. Eles construíram dois índices para representar essas variáveis: 1 – especialização relativa, calculado como  $IER_i = \max_j(s_{ij}/s_j)$ ; 2 – diversificação relativa, calculado como

$IDR_i = 1/\sum_j |s_{ij} - s_j|$ . O índice de diversificação é o inverso do índice Herfindahl-Hirschman. Outras variáveis utilizadas pelos autores foi a distância entre a capital do estado e a cidade, o tamanho da cidade e a quantidade de trabalhadores com ensino fundamental, médio e superior. Os resultados do estudo de Catela, Gonçalves e Porcile (2010) mostraram que tanto a diversidade quanto a especialização têm efeitos positivos sobre o salário médio real por trabalhador no nível municipal, diferentemente do trabalho de Galinari et al. (2007) em que a especialização pareceu ter um efeito negativo sobre os salários.

O primeiro trabalho encontrado que usa dados longitudinais para estudar os efeitos da estrutura de mercado sobre os salários para o Brasil foi o de Silva-Jr (2011). O autor se propôs analisar esses efeitos para o período de 1998 a 2005. Porém, para isso, o autor não utiliza nenhum índice, ficando sua análise restrita às características individuais dos trabalhadores como tempo de contratação, nível educacional e idade (utilizadas como variáveis instrumentais em seu modelo) e aos efeitos fixos das firmas e dos indivíduos ao longo do período.

Dalberto e Staduto (2013) estudaram os impactos da especialização e da diversidade produtiva sobre os salários industriais para os anos de 2001 e 2010, como uma extensão do trabalho de Galinari et al. (2007), utilizando dados da RAIS. Em termos de modelo, a diferença entre o estudo deles e o de Galinari et al. (2007) é que eles inserem uma nova variável: tamanho da população. Os resultados para a variável medida pelo IHH, a especialização, mostraram que esta tem um efeito negativo sobre os salários industriais. Já para a concentração, os resultados divergiram com relação ao de Galinari et al. (2007), pois em 2001 foi encontrado uma relação negativa estatisticamente significante para a concentração.

Com relação a concentração do mercado de trabalho, encontramos o estudo de Becker (2015). A autora investigou seus efeitos sobre os salários da indústria de metalurgia para o ano de 2007 utilizando

dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). As variáveis de controle principais da análise foram a concentração do emprego (calculada como a participação relativa do emprego na indústria de metalurgia local sobre o nacional) e uma variável binária de sindicalização individual. Para analisar o efeito que os sindicatos tem indiretamente sobre os salários, ela utilizou um sistema de equações em dois estágios. Seus resultados mostraram que, diretamente, a concentração dos trabalhadores em uma localidade tem um efeito positivo e estatisticamente significante sobre os salários, com o mesmo ocorrendo indiretamente pela atuação dos sindicados.

O trabalho mais recente encontrado para o Brasil que envolve o cálculo do IHH para a concentração no mercado de trabalho foi o de Baumgartner, Corbi e Narita (2021), que estudaram os efeitos da redução de impostos na folha de pagamento promovida pelo Plano Brasil Maior (PBM) sobre variáveis como emprego, salário e lucro. A utilização da variável de concentração do mercado de trabalho derivou da suposição de que os efeitos da redução de impostos podem variar a depender dos níveis de concentração, de acordo com um modelo de oligopsônio. O IHH foi construído com base nos dados de 2009 a 2014 da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho (RAIS-ME) a nível microrregional. Apesar dos resultados mostrarem que não houve um efeito dessa diminuição sobre os salários, eles mostraram que houve um aumento do número de empregos devido à abertura de novas empresas ou ao crescimento das já estabelecidas e que esse aumento variava de acordo com o grau de concentração do mercado de trabalho (os efeitos sobre o emprego eram maiores em mercados menos concentrados).

Em comparação com estes trabalhos anteriores, o presente estudo focou no impacto da concentração de empregadores sobre os salários sob a perspectiva da teoria do mercado de trabalho monopsônico, o que é algo recente na literatura. Baumgartner, Corbi e Narita (2021), apesar de analisarem a concentração do mercado de trabalho, eles consideraram apenas o papel dela sobre as variações no emprego e renda causados pela reforma fiscal, ou seja, a concentração não foi o foco da análise.

## 4. Metodologia

### 4.1 Dados

Os dados sobre os trabalhadores da indústria da transformação são provenientes da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho do Ministério da Economia (RAIS-ME) para o período de 2002-2017. Os microdados da RAIS-ME disponibilizam informações sobre os estabelecimentos, empregadores e trabalhadores com base em contratos de trabalho formais firmados em um determinado ano-base, abrangendo todo o território nacional.

A RAIS é considerada uma importante fonte de dados do Brasil por abranger a população de unidades produtivas formais do país. Apesar de contemplar apenas trabalhadores formais, como é levado em conta apenas a indústria da transformação, não há grandes problemas, pois, a maior parte dos acordos firmados nesse setor são formais por ele ser um setor sindicalizado (DALBERTO; STADUTO, 2013).

Os dados coletados foram os vínculos ativos de cada estabelecimento e suas respectivas informações, como as remunerações médias nominais, o estabelecimento correspondente (CNPJ), a empresa a qual o estabelecimento pertence (8 primeiros dígitos do CNPJ), a classe e subclasse da CNAE e o município.

Da base, foram excluídos aqueles trabalhadores com Cadastro Específico do INSS (CEI) vinculado, pois estes indivíduos são trabalhadores externos à cidade da empresa que trabalham na construção de obras. Também foram excluídos trabalhadores que tiveram a remuneração média nominal igual a zero em qualquer ano de análise e sua respectiva fábrica. Para o caso dos trabalhadores com CEI, foram excluídos, em média, 23.482 indivíduos por ano. Para o caso da remuneração zero, foram excluídos, em média, 110.708 indivíduos por ano.

Além disso, foram selecionados apenas estabelecimentos que apareceram em todo o período de análise e aqueles com CNPJ, o que totalizou 26.922 estabelecimentos por ano.

## 4.2 Estratégia empírica

Para estimar o impacto da concentração de empregadores sobre a média salarial de cada estabelecimento, os dados foram organizados na estrutura de painel ao nível do estabelecimento, possibilitando a estimação de modelos de regressão com controles para características observáveis das firmas e locacionais variantes no tempo e não observáveis e fixas no tempo (efeitos fixos). Segundo Sharma e Rotthoff (2019), por haver um índice de concentração que varia consideravelmente entre as indústrias e entre os anos, um modelo de efeitos fixos permite controlar o possível viés de variável omitida caso essas variáveis não observadas sejam constantes no tempo. O quadro a seguir descreve cada uma das variáveis que serão utilizadas no modelo.

Quadro 2 – Variáveis do modelo

| Variável  | Descrição  | Tipo de variável   | Sinal esperado | Referência teórica   |
|---|--|--|----------------|--|
| Log(salário médio real)                                   | Logaritmo das remunerações médias a preços constantes de 2017 em nível de estabelecimento e de ano | Variável dependente  |                | Benmelech, Bergman e Kim (2020)  |
| Log(IHH)  | índice Herfindahl-Hirschman calculado para o mercado de trabalho                                   | Variável explicativa a nível do estabelecimento e ano                          | Negativo (-)   | Benmelech, Bergman e Kim (2020); Azar, Marinescu, Steinbaum (); Sharma e Rotthoff (2019) |
| dummy(IHH)  | Um em municípios onde IHH=1 e zero onde IHH = 0  | Variável explicativa a nível de estabelecimento e ano                          | Negativo (-)   | Benmelech, Bergman e Kim (2018)  |
| Log(emprego)  | Logaritmo da quantidade de emprego   | Variável explicativa a nível de segmento da indústria, por município e ano (Z) | Positivo (+)   | Benmelech, Bergman e Kim (2020)  |
| Log(emprego local)  | Logaritmo da quantidade de emprego   | Variável explicativa a nível de estabelecimento e ano                          | Positivo (+)   | Benmelech, Bergman e Kim (2020)  |
| Log(número de estabelecimentos por segmento da indústria) | Mede o tamanho de uma determinada classe da indústria.   | Variável explicativa ao nível de setor   | Negativo (-)   | Benmelech, Bergman e Kim (2020)  |
| Log(número de estabelecimentos por firma)                 | Mede o tamanho da empresa/matriz através do total estabelecimentos.                                | Variável explicativa ao nível da firma   | Negativo (-)   | Benmelech, Bergman e Kim (2020)  |

Fonte: Elaboração própria.

O indicador de remuneração por firma foi calculado a partir dos salários médios obtido pela soma das remunerações médias nominais anual de um estabelecimento dividido pelo total de trabalhadores.

Baseando-se na literatura utilizada como base na pesquisa, a proxy de concentração de mercado foi medida através do índice Herfindahl-Hirschman (IHH):

$$IHH_{j,c,t} = \sum_{f=1}^N S_{p,f,j,c,t}^2$$

Em que  $S$  é a quota de emprego de cada planta  $p$ , de uma firma (unidade produtiva identificada pelo CNPJ)  $f$ , em um determinado município  $c$ , que pertence a indústria  $j$  no ano  $t$ .  $S$  foi construído da seguinte maneira:

$$S_{f,j,c,t} = \frac{emp_{p,f,j,c,t}}{\sum_{f=1}^N emp_{p,f,j,c,t}}$$

Em que  $emp$  é o total do emprego.

A forma geral da equação estimada, controlando os efeitos fixos do ano, assume a seguinte estrutura:

$$\log(\text{média de salários})_{p,f,j,t} = \beta_0 + \beta_1 \log(IHH_{p,f,j,c,t}) + \beta_2 X_{p,f,j,t} + \beta_3 Z_{j,c,(t-1)} + \delta_{j,t} + \varepsilon_{p,f,j,t}$$

Com subscritos: p = planta (fábrica/estabelecimento); f = firma (empresa/matriz); j = indústria (segmento ao qual a firma f pertence); c = município e t = ano.  $X$  é vetor de variáveis de controle ao nível do estabelecimento composto pelo  $\log$  do número de plantas por segmento da indústria, pelo  $\log$  do número de fábricas por firma, e pelo  $\log$  do número de empregos defasado em um ano.  $Z$  é o  $\log$  do número de empregos ao nível de segmento da indústria de cada município,  $\delta$  é vetor que representa os efeitos fixos ao ano,  $\varepsilon$  é o vetor de erros agrupados ao nível de segmento (classe) da indústria.

Um segundo modelo foi estimado incluindo uma variável controle, uma *dummy* baseada no IHH, para captar locais em que há presença de monopsônio (sendo iguala a 1 quando o IHH local é igual a um, zero no caso contrário). Dessa forma, pode-se analisar se a relação entre a concentração e os salários se deu de maneira não linear: se o impacto do IHH sobre os salários esteve concentrado entre as indústrias locais que eram concentradas por poucos estabelecimentos ou entre aquelas que estavam próximas de mercados de trabalho locais competitivos com muitos empregadores (BENMELECH; BERGMAN; KIM, 2020). Também foram estimados modelos por subperíodos.

Um dos fatores que podem influenciar a variável de concentração é a produtividade. Isso porque, como o IHH é medido usando a quantidade de trabalhadores e a produtividade influencia a quantidade de trabalhadores contratados, pode haver uma relação entre a produtividade e o índice calculado. Para contornar esse problema, o ideal seria incluir no modelo um controle exógeno para a produtividade, mas isso não foi possível por causa das limitações da base de dados. Como não foi possível adicionar uma proxy dessa variável, não pudemos garantir a exogeneidade do IHH. Entretanto, recorremos ao uso de variáveis instrumentais para contornar esse problema. A variável instrumental adotada, então, tem um efeito indireto sobre os salários – através do IHH – porém não tem correlação com a produtividade dos trabalhadores. Assim, para estimar as equações, foram utilizados o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o de Variáveis Instrumentais (VI).

Com base o estudo de Azar, Marinescu e Steinbaum (2020), Nevo (2001) e Rinz (2020) o instrumento adotado foi o  $\log(1/N)$  em que  $N$  é o número de estabelecimentos de *outros* municípios do mesmo setor de atividade da CNAE e mesmo período de tempo. Na realidade, foram construídos dois instrumentos com estrutura semelhante, entretanto, o  $N$  do primeiro instrumento foi o número de estabelecimentos por classe enquanto o  $N$  do segundo instrumento foi o número de estabelecimentos por subclasse. Foram feitos testes para validar os instrumentos e a exogeneidade do IHH.

Ao medir a quantidade de fábricas de todos os outros municípios de análise, descartamos um efeito direto do crescimento/abertura de empresas locais no IHH, pois um aumento/diminuição da concentração na região pode estar relacionado a uma variação local do desempenho desses estabelecimentos. Esse instrumento adotado é menos provável de ser endógeno pois não depende da quantidade de trabalhadores que cada estabelecimento *local* contrata. Ao medir  $N$  com relação às outras regiões de análise, garantimos que uma variação na concentração de mercado foi impulsionada por mudanças do desempenho econômico industrial em nível nacional que interferem na quantidade de empregos, e não por mudanças naquele mercado local específico.

Por exemplo, se a demanda por mão de obra na indústria de “confecção de artigos do vestuário e acessórios” caísse na área de Toritama-PE, isso poderia diminuir os salários e aumentar a concentração, se isso fosse causado por empresas que saíram do mercado ou tiveram uma queda no desempenho econômico. Se, em vez disso, houvesse uma melhora no desempenho econômico das empresas de Toritama, a contratação de trabalhadores poderia aumentar por conta da abertura de novas empresas e/ou pelo número maior de empresas contratando, o que diminuiria a concentração.

Os efeitos diretos da demanda de trabalho local ou choques de oferta sobre os salários e a concentração podem influenciar as estimativas de MQO da relação entre essas duas coisas em qualquer direção, por isso o uso de VI. Entretanto, Azar, Marinescu e Steinbaum (2020) pontuam uma limitação do instrumento: apesar de conseguir controlar a variável omitida a nível local, ele não consegue a nível nacional (supondo que choques podem ser correlacionados entre as regiões), fazendo com que o

instrumento não seja totalmente exógeno. Porém, eles pontuam que em relação ao IHH, ele é mais exógeno, porque é menos provável que esteja correlacionado com variações não controladas na variável local.

## 5. Estatísticas descritivas

Para o período analisado (2002-2017), foram considerados 26.922 estabelecimentos a cada ano, totalizando um painel com 430.752 observações. Como os instrumentos foram calculados como  $\log(1/N)$ , algumas observações ficaram vazias. Isso ocorreu porque alguns segmentos da indústria só tinham estabelecimentos em um único município do Brasil, o que fez com que o denominador,  $N$ , fosse zero ( $N$  é o número de estabelecimentos por classe/subclasse de outros municípios, logo, se só existe um município na base de dados com estabelecimentos de uma classe/subclasse,  $N$  será zero). Por conta disso, as observações para o modelo estimado por VI foram de 403.438. Entretanto, para a análise descritiva, foram consideradas todas as informações (430.752). A tabela a seguir reporta as estatísticas descritivas para as características dos estabelecimentos da amostra utilizada para a regressão do período de 2002-2017.

Tabela 1 - Análise descritiva dos dados (2002-2017)

| Variável                      | Média    | Desvio padrão | Mínimo | Máximo   |
|-------------------------------|----------|---------------|--------|----------|
| Salário médio real            | 1.586,41 | 1.065,98      | 215,35 | 79.037,5 |
| IHH                           | 0,6119   | 0,35          | 0,0171 | 1        |
| Emprego por segmento          | 401,79   | 1.325,13      | 1      | 16.796   |
| Emprego local                 | 53.318   | 244,50        | 1      | 16.324   |
| Estabelecimentos por segmento | 657,151  | 765,69        | 1      | 2.567    |
| Estabelecimentos por firma    | 1.1728   | 1,31          | 1      | 30       |

Fonte: Elaboração própria.

Conforme pode-se observar, as variáveis com maiores desvios-padrão são o salário médio real e o emprego por classe da indústria. Para as variáveis de emprego por segmento e emprego local, o maior valor encontrado pertence a classe de “Confecção de peças do vestuário, exceto roupas íntimas” no município de Natal-RN para o ano de 2010. Da mesma forma, o segmento de “Confecção de peças do vestuário, exceto roupas íntimas” foi o que mais teve estabelecimentos no Brasil: 2.567. No caso da variável de firma, a matriz que teve mais estabelecimentos na amostra (30) tinha estabelecimentos nas subclasse de “Moagem, fabricação de produtos amiláceos e de alimentos para animais” e “Torrefação e moagem de café” para diversos anos do período de análise.

Para a variável de salário médio real, o menor valor encontrado foi de R\$215,34 no ano de 2003, na cidade de Tubarão-SC. O maior média por estabelecimento, de R\$79.037,50, foi encontrado no mesmo estado, porém para o município de Joinville, para o ano de 2002. O Sudeste, apesar de ter os maiores níveis de concentração da amostra, também tem, em média, os maiores salários durante todo o período, apesar da tendência à queda observada nos últimos anos. Parece haver uma diminuição da disparidade salarial ao longo do período de análise entre as regiões.

Da amostra analisada, 78,49% dos estabelecimentos são altamente concentrados e 10,06% são moderadamente concentrados. Os mercados altamente concentrados representam 87,83% do emprego, enquanto os moderadamente concentrados representam apenas 5,96% dos empregos. Naldi e Flamini (2014) citam essas três classificações para o IHH, conforme a última atualização feita em 2010 pelo Departamento de Justiça dos Estados Unidos:

Tabela 2 - Níveis de competição do IHH e quantidade de empresas da amostra

| Níveis      | Classificação                       | Empresas |
|-------------|-------------------------------------|----------|
| < 0,15      | Mercados não concentrados           | 49.301   |
| 0,15 - 0,25 | Mercados moderadamente concentrados | 43.343   |
| > 0,25      | Mercados altamente concentrados     | 338.108  |

Fonte: Naldi e Flamini, 2014.

Dentro do grupo dos altamente concentrados, encontramos 255 classes da indústria, com 4,95%,

4,64% e 4,37% das empresas pertencendo a classe de “Fabricação de móveis com predominância de madeira” (16.741), “Confecção de peças do vestuário, exceto roupas íntimas” (15.687) e “Desdobramento de madeira” (15.687). Entretanto, dentro dos estabelecimentos menos concentrados, encontramos também a “Confecção de peças do vestuário, exceto roupas íntimas” com 35,59% dos estabelecimentos (17.548) e a “Fabricação de móveis com predominância de madeira” com 13,28% (6.546 estabelecimentos) o que mostra que os segmentos podem divergir entre localizações diferentes.

Entre as regiões brasileiras, a maior parte dos estabelecimentos altamente concentrados estão na região Sul (66,95%) e Nordeste (19,42%). Entretanto, se olharmos esse valor em relação ao total de estabelecimentos de cada região disponibilizados na amostra, esses valores mudam: 100% dos estabelecimentos localizados na região Sudeste são altamente concentrados, 89,1% na região Norte, 81,93% na região Nordeste, 77,93% no Centro-Oeste e 76,97% no Sul.

## 6. Resultados

A hipótese da pesquisa baseia-se na ideia de que a concentração de trabalhadores nos estabelecimentos tem relação negativa com o salário dos trabalhadores: quanto maior o poder de mercado das firmas, refletido na concentração de trabalhadores ao nível do estabelecimento, menor é o poder de barganha dos trabalhadores.

Os resultados dos modelos, estimados a partir do método de MQO com efeitos fixos de tempo e com variável instrumental (VI), indicaram que uma maior concentração de trabalhadores entre as firmas está associada a salários reais significativamente mais baixos. Esses resultados são descritos na tabela 4, que reporta esses efeitos utilizando erros padrão robustos para o método de MQO e erros padrão agrupados por setor para o método VI. Os resultados do primeiro estágio do modelo com VI são mostrados na tabela 3 disponibilizada em anexo.

No geral, os modelos apresentaram um bom grau de ajuste. As variáveis apresentaram-se conjuntamente significante a menos de 5%, e as principais variáveis de interesse para a análise foram estatisticamente significantes a menos de 5%. Os resultados de MQO foram obtidos utilizando efeitos fixos no tempo.

Tabela 4 - Resultado das estimativas (2002-2017)

| log(remuneração média)             | MQO                    | IV (2º estágio)        |
|------------------------------------|------------------------|------------------------|
| log(IHH)                           | -0,0463***<br>(0,0011) | -0,0893**<br>(0,0388)  |
| log(emprego)                       | 0,0236***<br>(0,0006)  | 0,0091<br>(0,0113)     |
| log(emprego local)                 | 0,0507***<br>(0,0006)  | 0,0585***<br>(0,0081)  |
| log(estabelecimentos por segmento) | -0,0962***<br>(0,0005) | -0,1018***<br>(0,0095) |
| log(estabelecimentos por firma)    | 0,2121***<br>(0,003)   | 0,2183***<br>(0,0201)  |
| valor p Kleibergen-Paap rk LM      |                        | 0,00                   |
| valor p Hansen J                   |                        | 0,941                  |
| valor p do teste de endogeneidade  |                        | 0,1446                 |
| Estatística Kleibergen-Paap Wald F |                        | 43,885                 |
| Estatística F                      | 9658,52***             | 185,32***              |
| R <sup>2</sup>                     | 0,3351                 | 0,1673                 |
| Número de setores (clusters)       |                        | 437                    |
| Observações                        | 403.830                | 403438                 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Conforme mostra a tabela, a estimativa do coeficiente para log(emprego) e log(emprego local) são estatisticamente significantes ao nível de 1% – *exceto* para a estimativa por VI da variável de log(emprego),

que teve um valor  $p$  de 0,421 – sugerindo que os salários são mais altos nos mercados de trabalho locais com mais trabalhadores. Esse resultado é plausível com aquilo que é visto na teoria das economias de aglomeração, em que o papel das externalidades positivas derivadas do mercado de trabalho é um dos fatores primordiais que conduzem a escolha alocativa das empresas (LORENZEN; FREDERIKSEN 2007).

Com relação ao número de estabelecimentos por firma e por seguimento da indústria, o número de estabelecimentos por firma (representada pelos 8 primeiros dígitos do CNPJ) teve uma correlação positiva com os salários estatisticamente significante ao nível de 1% e com o tamanho do efeito bem parecido entre os dois modelos, com o mesmo ocorrendo para a estimativa do coeficiente do número de estabelecimentos por segmento da indústria (CNAE 5 dígitos), que apresentou uma correlação negativa em ambos os métodos e estatisticamente significante, com um erro padrão menor no primeiro caso (MQO).

A principal variável de interesse, o IHH, mostrou-se estatisticamente significante em ambos os modelos (com um valor- $p$  de 0,000 para MQO e 0,021 para VI) e negativamente correlacionada com os salários. Os resultados foram bem parecidos, o que é demonstrado pela estatística  $R^2$  calculada. Caso esses resultados divergissem muito entre si, teríamos um  $R^2$  negativo, pois a soma dos quadrados dos resíduos da VI seria maior que a soma dos quadrados totais.

Com relação aos testes para o método IV, foram estimadas três estatísticas de teste: o de Kleibergen-Paap, o de J de Hansen e o de endogeneidade para o IHH. A estatística LM de Kleibergen-Paap é um teste de subidentificação que avalia se os instrumentos excluídos são relevantes, ou seja, se estão de fato correlacionados com a variável explicativa endógena. Uma rejeição da hipótese nula indica que o modelo identificado. Para esse teste, a estatística obtida foi de 166,931 com um valor- $p$  de 0,0, o que leva a uma rejeição da hipótese nula de que o modelo é subidentificado.

A estatística J de Hansen foi calculada no lugar da estatística de Sargan pois foram usados erros padrão agrupados para obter as estimativas do VI. Dessa forma, a primeira permite que as observações sejam correlacionadas dentro dos grupos. A hipótese nula desse teste de superidentificação é a de que instrumentos são instrumentos válidos, ou seja, não correlacionados com o termo de erro, e que os instrumentos excluídos estão corretamente excluídos da equação estimada. Com uma estimativa de 0,005 e um valor- $p$  de 0,941 não podemos rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

O teste de endogeneidade para o IHH tem como hipótese nula que os regressor endógeno especificado pode realmente ser tratado como exógeno. Esse teste relata estatísticas que são robustas a várias violações de homocedasticidade condicional. Com uma estatística de 2,129 e um valor- $p$  de 0,1446, não podemos rejeitar a hipótese nula de que o IHH possa ser tratado como exógeno após o uso dos instrumentos adotados no modelo.

Outro teste comum ao método VI é a estatística F de Cragg-Donald Wald que detecta se há uma correlação fraca entre os instrumentos excluídos e os regressores endógenos. Entretanto, como foram utilizados erros padrão agrupados, o teste não é mais válido, pois ele se baseia na hipótese de homocedasticidade (STOCK; YOGO, 2005). Para avaliar essa possível identificação fraca é então utilizada a estatística F de Kleibergen-Paap Wald, com valores críticos iguais aos de Cragg-Donald para o caso de erros independentes e identicamente distribuídas (i.i.d). Nesse caso, a estatística F foi de 43,885, rejeitando a hipótese nula de que os instrumentos eram fracos.

De posse dos resultados, baseando-se no modelo mais robusto (VI), estima-se que a concentração de trabalhadores ao nível dos estabelecimentos no Brasil tem um impacto negativo sobre a remuneração média dos trabalhadores: um aumento de 1% no IHH reduz em 0,089% o salário médio do estabelecimento.

Por outro lado, cabe pontuar uma limitação sobre esse resultado. Baumgartner, Corbi e Narita (2021) argumentam que, em países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil, o setor informal é responsável por uma boa parte dos empregos, o que faz com que haja um movimento de trabalhadores entre os setores formal e informal. Como nossos dados são somente para o mercado formal, é plausível que as estimativas do coeficiente do IHH obtidas sejam mais baixas devido a elasticidade da oferta de trabalho. Entretanto, como a maior parte do setor da indústria é formal, isso não modificaria muito os resultados encontrados.

## 6.1 Regressões para subperíodos da amostra

Utilizando o mesmo modelo, regredimos os salários sobre o IHH para os quatro subperíodos amostra (2002-2005; 2006-2009; 2010-2013; 2014-2017), com o objetivo de verificar quão semelhantes são as

estimativas dos coeficientes para diferentes subperíodos de tempo comparativamente as estimativas no período geral. Os resultados são reportados nas duas tabelas a seguir.

Tabela 5 - Resultado das estimativas para os subperíodos - MQO

| log(remuneração média)             | Subperíodo             |                        |                        |                        |
|------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                    | 1<br>2002-2005         | 2<br>2006-2009         | 3<br>2010-2013         | 4<br>2014-2017         |
| log(IHH)                           | -0,0168***<br>(0,0009) | -0,0226***<br>(0,0011) | 0,0014**<br>(0,0007)   | -0,0017***<br>(0,0006) |
| log(emprego)                       | 0,0500***<br>(0,0006)  | 0,0239***<br>(0,0006)  | 0,0388***<br>(0,0004)  | 0,0327***<br>(0,0004)  |
| log(emprego local)                 | 0,0699***<br>(0,0006)  | 0,0452***<br>(0,0007)  | 0,0605***<br>(0,0005)  | 0,0658***<br>(0,0004)  |
| log(estabelecimentos por segmento) | -0,1221***<br>(0,0005) | -0,0930***<br>(0,0007) | -0,0959***<br>(0,0004) | -0,0845***<br>(0,0004) |
| log(estabelecimentos por firma)    | 0,2518***<br>(0,0021)  | 0,2297***<br>(0,0032)  | 0,2063***<br>(0,0019)  | 0,1850***<br>(0,0021)  |
| Estatística F                      | 19912,61               | 6329,75***             | 20084,83***            | 19320,06***            |
| R <sup>2</sup>                     | 0,3068                 | 0,2231                 | 0,2685                 | 0,2454                 |
| Observações                        | 461310                 | 234444                 | 573033                 | 609702                 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa. Nota: Erros padrão robustos. Significante a \*\*\* 1%, \*\* 5%, \*10%.

Para os subperíodos apresentados das estimativas de MQO, somente 2010-2013 apresentou um IHH positivo e significante ao nível de 5%. Para todos os outros, o IHH apresentou uma correlação negativa com os salários ao nível de 1%. Para todas as outras variáveis, as estimativas dos coeficientes seguiram o padrão dos resultados da regressão geral (2002-2017). Entretanto, os resultados para o método de VI diferiram bastante em termos de consistência e significância estatística, conforme se pode observar na tabela abaixo.

Tabela 6 - Resultado das estimativas para os subperíodos - IV

| log(remuneração média)             | Subperíodo             |                       |                        |                        |
|------------------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
|                                    | 1<br>2002-2005         | 2<br>2006-2009        | 3<br>2010-2013         | 4<br>2014-2017         |
| log(IHH)                           | -0,0628<br>(0,1074)    | -0,0362<br>(0,0318)   | 0,0503**<br>(0,0217)   | 0,0559***<br>(0,0171)  |
| log(emprego)                       | 0,0268<br>(0,0554)     | 0,0188*<br>(0,0109)   | 0,0628***<br>(0,0103)  | 0,0607***<br>(0,0079)  |
| log(emprego local)                 | 0,082**<br>(0,0267)    | 0,0487***<br>(0,0072) | 0,0492***<br>(0,0050)  | 0,0517***<br>(0,0039)  |
| log(estabelecimentos por segmento) | -0,1302***<br>(0,0237) | -0,0954***<br>(0,007) | -0,0869***<br>(0,0104) | -0,0746***<br>(0,0096) |
| log(estabelecimentos por firma)    | 0,2571***<br>(0,0420)  | 0,2307***<br>(0,0141) | 0,1997***<br>(0,0165)  | 0,1768***<br>(0,0125)  |
| valor p Kleibergen-Paap rk LM      | 0,000                  | 0,000                 | 0,000                  | 0,000                  |
| valor p Hansen J                   | 0,9316                 | 0,6918                | 0,5655                 | 0,3716                 |
| valor p do teste de endogeneidade  | 0,6444                 | 0,6263                | 0,0134                 | 0,0004                 |
| Estatística Kleibergen-Paap Wald F | 48,793                 | 45,795                | 34,931                 | 34,418                 |
| Estatística F                      | 165,67                 | 171,78                | 283,97                 | 299,44                 |
| R <sup>2</sup>                     | 0,3024                 | 0,2143                | 0,2545                 | 0,2341                 |
| Número de setores (clusters)       | 210                    | 366                   | 503                    | 508                    |
| Observações                        | 461286                 | 234424                | 573020                 | 609699                 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

O IHH, que mede a concentração, só apresentou significância para o subperíodo 3 e 4. Entretanto, o teste de endogeneidade mostrou que essa variável foi endógena nesses 2 subperíodos (estatística de 6,121 para o subperíodo de 2010-2013 e 12,621 para o subperíodo de 2013-2017), invalidando os resultados. Para os subperíodos em que os testes estatísticos apontaram que o modelo estava bem identificado e o IHH poderia ser considerado exógeno, o IHH foi negativo porém não significante. Para as outras variáveis, o sinal e o tamanho do efeito foram bem parecidos com os resultados da tabela anterior e da regressão para o período 2002-2017.

## 6.2 Efeito não linear da concentração nos salários

Para captar lugares com absoluto poder de monopsônio, ou seja, lugares em que há apenas um único empregador, foi incluída, no modelo, uma variável dummy que é igual a um para as indústrias do município que têm apenas uma empresa e, portanto, IHH é igual a um. Assim, acredita-se que há um efeito não linear da concentração do empregador, medida pelo IHH, sobre os salários médios reais. A tabela a seguir reporta os resultados para o período 2002-2017 utilizando a dummy como regressor.

Tabela 7 - Resultado das estimativas com dummy (2002-2017)

| log(remuneração média)             | MQO                    | IV                     |
|------------------------------------|------------------------|------------------------|
| Dummy IHH                          | -0,0765***<br>(0,0067) | -0,0503<br>(0,031)     |
| log(IHH)                           | -0,0284***<br>(0,0064) | -0,079*<br>(0,0442)    |
| log(emprego)                       | 0,0167***<br>(0,0041)  | 0,004<br>(0,0093)      |
| log(emprego local)                 | 0,0546***<br>(0,0024)  | 0,0614***<br>(0,0068)  |
| log(estabelecimentos por segmento) | -0,0973***<br>(0,0053) | -0,1026***<br>(0,0096) |
| log(estabelecimentos por firma)    | 0,2134***<br>(0,0182)  | 0,2193***<br>(0,02)    |
| valor p Kleibergen-Paap rk LM      |                        | 0,000                  |
| valor p Hansen J                   |                        | 0,9365                 |
| valor p do teste de endogeneidade  |                        | 0,1256                 |
| Estatística Kleibergen-Paap Wald F |                        | 37,626                 |
| Estatística F                      | 360,1***               | 268,04***              |
| R <sup>2</sup>                     | 0,3385                 | 0,1703                 |
| Número de setores (clusters)       |                        | 437                    |
| Observações                        | 403830                 | 403438                 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa

Conforme se pode observar, a dummy do IHH foi significante somente nos resultados obtidos pelo método de MQO. Nesse caso, os resultados sugerem que o efeito negativo da concentração é maior quando o mercado de trabalho local está próximo do monopsônio. Entretanto, para o modelo com VI, que obteve estatísticas de teste que validaram os instrumentos para o IHH, a dummy não apresentou significância, o que faz com que assumamos que não houve diferenças significativas entre aquelas cidades com absoluto poder de monopsônio e aquelas em que o IHH é menor que um na amostra analisada. Além disso, o impacto estimado do IHH foi muito parecido com o do modelo estimado sem a dummy. Enquanto antes, um aumento de 1% na concentração gerava uma diminuição de cerca de 0,089% nos salários, agora um aumento de 1% na concentração diminui os salários 0,079%, uma diferença de apenas 0,01 p.p.

Para os subperíodos, resultados parecidos são observados. Nas estimativas obtidas por MQO, a dummy do IHH foi negativa e significante em todos os períodos, indicando haver um diferencial de salários entre os estabelecimentos localizados em lugares com absoluto poder de monopsônio e lugares com níveis de concentração menores (mais de um empregador). Já o IHH, apesar de ser negativamente significante entre os subperíodos 1 e 2, foi positivo e significante no período 3 e somente positivo no subperíodo 4. Esses resultados, dos subperíodos 3 e 4, são bem parecidos com o modelo estimado anteriormente sem a dummy.

Tabela 8 - Resultado das estimativas para os subperíodos com dummy de IHH - MQO

| log(remuneração média)             | Subperíodo             |                        |                        |                        |
|------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                    | 1<br>2002-2005         | 2<br>2006-2009         | 3<br>2010-2013         | 4<br>2014-2017         |
| Dummy IHH                          | -0,0480***<br>(0,0019) | -0,0771***<br>(0,0023) | -0,0687***<br>(0,0015) | -0,0701***<br>(0,0014) |
| log(IHH)                           | -0,0158***<br>(0,0006) | -0,0147***<br>(0,0012) | 0,0029***<br>(0,0007)  | 0,00006<br>(0,0006)    |
| log(emprego)                       | 0,0461***<br>(0,0006)  | 0,0185***<br>(0,0006)  | 0,0337***<br>(0,0004)  | 0,0272***<br>(0,0004)  |
| log(emprego local)                 | 0,0714***<br>(0,0006)  | 0,0473***<br>(0,0007)  | 0,0623***<br>(0,0005)  | 0,0678***<br>(0,0004)  |
| log(estabelecimentos por segmento) | -0,1232***<br>(0,0005) | -0,0936***<br>(0,0007) | -0,0975***<br>(0,0004) | -0,0863***<br>(0,0004) |
| log(estabelecimentos por firma)    | 0,2523***<br>(0,0021)  | 0,2316***<br>(0,0031)  | 0,2077***<br>(0,0019)  | 0,1870***<br>(0,0021)  |
| Estatística F                      | 17459,32               | 5680,70***             | 17852,26***            | 17244,33***            |
| R <sup>2</sup>                     | 0,3077                 | 0,2269                 | 0,2711                 | 0,2484                 |
| Observações                        | 461310                 | 234444                 | 573033                 | 609702                 |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa. Nota: erros padrão robustos. Significante a \*\*\* 1%, \*\* 5%, \*10%.

Apesar da estimativa do coeficiente obtida pelo método VI no período geral (2002-2017) para a dummy de IHH ter dado insignificante, quando estimamos o mesmo modelo para os subperíodos foram encontrados resultados um pouco diferentes. Para todos os períodos, a dummy deu negativa e significante, com o tamanho do efeito sendo bem parecido entre os períodos e sendo até mesmo maior que o tamanho do efeito do próprio IHH.

No entanto, o efeito do IHH deu insignificante na metade dos subperíodos, assim como a variável da quantidade de empregos por segmento da indústria. Nos subperíodos em que a concentração foi significante, o teste de endogeneidade apontou que não poderíamos considerar essa variável como exógena.

Tabela 9 - Resultado das estimativas para os subperíodos com dummy de IHH – IV (continua)

| log(remuneração média)             | Subperíodo             |                        |                        |                        |
|------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                    | 1<br>2002-2005         | 2<br>2006-2009         | 3<br>2010-2013         | 4<br>2014-2017         |
| Dummy IHH                          | -0,0448***<br>(0,0136) | -0,0678***<br>(0,0175) | -0,0733***<br>(0,0076) | -0,0765***<br>(0,0065) |
| log(IHH)                           | -0,0506<br>(0,1082)    | -0,0361<br>(0,0310)    | 0,0405**<br>(0,0215)   | 0,0463***<br>(-0,0169) |
| log(emprego)                       | 0,0289<br>(0,0553)     | 0,0113<br>(0,0094)     | 0,0518***<br>(0,0099)  | 0,0491***<br>(0,0073)  |
| log(emprego local)                 | 0,0803**<br>(0,0268)   | 0,0520***<br>(0,0066)  | 0,0538***<br>(0,0049)  | 0,0568***<br>(0,0038)  |
| log(estabelecimentos por segmento) | -0,1292***             | -0,0972***             | -0,0907***             | -0,0785***             |

(continuação)

| log(remuneração média)             | 2002-2005             | 2006-2009             | 2010-2013             | 2014-2017             |
|------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                                    | (0,0235)              | (0,0068)              | (0,0101)              | (0,0092)              |
| log(estabelecimentos por firma)    | 0,2563***<br>(0,0423) | 0,2332***<br>(0,0139) | 0,2027***<br>(0,0166) | 0,1807***<br>(0,0123) |
| valor p Kleibergen-Paap rk LM      | 0,000                 | 0,000                 | 0,000                 | 0,000                 |
| valor p Hansen J                   | 0,9488                | 0,6591                | 0,5505                | 0,363                 |
| valor p do teste de endogeneidade  | 0,7293                | 0,4562                | 0,0506                | 0,0027                |
| Estatística Kleibergen-Paap Wald F | 36,386                | 42,476                | 34,498                | 35,035                |
| Estatística F                      | 143,4                 | 193,57                | 295,15                | 350,62                |
| R <sup>2</sup>                     | 0,3051                | 0,2174                | 0,26                  | 0,2411                |
| Número de setores (clusters)       | 210                   | 366                   | 503                   | 508                   |
| Observações                        | 461286                | 234424                | 573020                | 609699                |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

## 7 Conclusões

Esse trabalho buscou verificar de que maneira a concentração do mercado de trabalho, medida através do número de trabalhadores por empregador, afeta os salários médios dos trabalhadores da Indústria da Transformação ao nível de 5 dígitos. A descoberta de que o aumento da concentração do mercado de trabalho está associado a salários reais significativamente mais baixos é consistente com estudos recentes de outros autores, como Azar, Marinescu e Steinbaum (2020), Benmelech Bergman e Kim (2020), Hershbein, Macaluso e Yeh (2019), Sharma e Rotthoff, 2019, Marinescu, Ouss e Pape (2021), Azar et al. (2020) e Rinz (2020). As estimativas estão de acordo com aquilo que o modelo de monopsônio argumenta.

Com base no modelo mais robusto (VI), estima-se que a concentração de trabalhadores ao nível dos estabelecimentos no Brasil tem um impacto negativo sobre a remuneração média dos trabalhadores: um aumento de 1% no IHH reduz em 0,089% o salário médio do estabelecimento. Não foram encontradas diferenças significativas que sugerissem que a relação entre a concentração e os salários se dava de maneira não linear, ou seja, que o impacto do IHH fosse maior em municípios com absoluto poder de monopsônio. Entretanto, quando analisado individualmente as estimativas do subperíodo 1 (2002-2005) e 2 (2006-2009) é possível inferir que houve um diferencial salarial: um estabelecimento com absoluta concentração consegue diminuir os salários em cerca de 4,48% no subperíodo 1 e 6,78% no subperíodo 2, mantendo-se todos os outros fatores fixos.

A análise descritiva dos dados utilizados permitiu verificar que 78,49% dos estabelecimentos da amostra são altamente concentrados e representam 87,83% do emprego nacional. Dentre os setores que estão no grupo de alta concentração, verificou-se que “Fabricação de móveis com predominância de madeira”, “Confecção de peças do vestuário, exceto roupas íntimas” (15.687) e “Desdobramento de madeira” tinham predominância. Com relação aos salários médios reais, apesar do Sudeste apresentar a maior média do ano em todo o período, houve uma diminuição das disparidades salariais entre regiões ao longo do período de análise, com a queda do salário médio do Sudeste acompanhado de um singelo aumento dos salários nas demais regiões. Para estudos futuros, sugere-se a adição de outras variáveis estruturais e a construção de alguma proxy para a produtividade do estabelecimento, utilizando outras base de dados.

## Referências

ASHENFELTER, Orley C.; FARBER, Henry; RANSOM, Michael R. Labor Market Monopsony. *Journal of Labor Economics*, v. 28, n. 2, p. 203-210, abr. 2010.

AZAR, José; MARINESCU, Ioana; STEINBAUM, Marshall I. Labor market concentration. *The Journal of Human Resources*, Madison (WI), mai. 2020.

BECKER, Kalinca Léia. Concentração do emprego industrial, sindicatos e salários: uma aplicação para o caso da indústria brasileira de metalurgia. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 4, n.

1, fev. 2015.

BENMELECH, Efraim; BERGMAN, Nittai; KIM, Hyunseob. Strong employers and weak employees: how does employer concentration affect wages? **The Journal of Human Resources**, Madison (WI), dez. 2020.

CATELA, Eva Yamila da Silva; GONÇALVES, Flávio; PORCILE, Gabriel. Brazilian municipalities: agglomeration economies and development levels in 1997 and 2007. **Cepal Review**, n. 101, p. 141-156, ago. 2010.

DALBERTO, Cassiano Ricardo; STADUTO, Jefferson Andronio Ramundo. Uma análise das economias de aglomeração e seus efeitos sobre os salários industriais brasileiros. **Rev. Econ. Contemp.**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 3, p. 539-569, set-dez/2013.

DALBERTO, Cassiano Ricardo; STADUTO, Jefferson Andronio Ramundo. Especialização versus Diversificação: Economias de Aglomeração e seus impactos sobre os salários Industriais em Minas Gerais. **Gestão & Regionalidade**, v. 32, n. 95, p. 143-159, mai./ago. 2016.

GALINARI, Rangel. et al. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. **Rev. Econ. contemp.**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 3, p. 391-420, set./dez. 2007.

HERSHBEIN, Brad; MACALUSO, Claudia; YEH, Chen. Concentration in U.S. local labor markets: evidence from vacancy and employment data. **Meeting Papers**, Society for Economic Dynamics, n. 1336, fev. 2019.

SHARMA, Ghanshyam; Rotthoff, Kurt W. Impact of market concentration on employment and wages: a look at the insurance industry. **Atlantic Economic Journal**, Atlanta (GA), v. 47, n. 2, p. 169–178, jun. 2019.

LORENZEN, Mark; FREDERIKSEN, Lars. **Why do cultural industries cluster? Localization, urbanization, products and projects**. In: Creative Cities, Cultural Clusters and Local Economic Development, 2007.

MARINESCU, Ioana; OUSS, Ivan; PAPE, Louis-Daniel. Wages, hires, and labor market concentration. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 184, n. 2, p.506-605, abr. 2021.

MICHAELIDES, Marios. Labour market oligopsonistic competition: The effect of worker immobility on wages. **Labour Economics**, v. 17, n. 1, p. 230-239, 2010.

ROCHA, Frederico. Dinâmica da concentração de mercado na indústria brasileira, 1996-2003. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3 (40), p. 477-498, dez. 2010.

SILVA-JR, Gilson Geraldino. Market Structure Effects on Wages in the Brazilian Industrial Firms. **Revista Estudos Econômicos**, v. 41, n. 3, p. 521-536, jul./set. 2011.

STOCK, James H.; YOGO, Motohiro Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In: **Andrews DWK Identification and Inference for Econometric Models**. New York: Cambridge University Press, p. 80-108, 2005.

## ANEXO

Tabela 3 - Resultados das estimativas do modelo geral (2002-2017) - VI primeiro estágio

| <b>log(IHH)</b>   | <b>VI (1º estágio)</b>  |                         |
|---|-------------------------|-------------------------|
|   | <b>Modelo sem dummy</b> | <b>Modelo com dummy</b> |
| Instrumento 1   | -3,0789***<br>(0,3547)  | -2,7712***<br>(0,3392)  |
| Instrumento 2   | 0,2271***<br>(0,0064)   | 0,0211***<br>(0,0068)   |
| dummyIHH  | -<br>-                  | 0,4866***<br>(0,0107)   |
| log(emprego)  | -0,2952***<br>(0,0075)  | -0,2171***<br>(0,0095)  |
| log(emprego local)  | 0,1992***<br>(0,0057)   | 0,1514***<br>(0,0059)   |
| log(estabelecimentos por segmento)  | -3,2532***<br>(0,3597)  | -2,9195***<br>(0,3449)  |
| log(estabelecimentos por firma)   | 0,0801***<br>(0,0095)   | 0,0623***<br>(0,0096)   |
| <i>valor p</i> Kleibergen-Paap rk LM  | 0,000                   | 0,000                   |
| Estatística Kleibergen-Paap Wald F  | 43,88                   | 37,63                   |
| <i>valor p</i> Teste F multivariado de Sanderson-Windmeijer dos instrumentos excluídos: | 0,000                   | 0,000                   |
| <i>valor p</i> do teste F de Anderson-Rubin Wald  | 0,08                    | 0,2067                  |
| <i>valor p</i> do teste $q^2$ de Anderson-Rubin Wald                                    | 0,0784                  | 0,2048                  |
| <i>valor p</i> do teste Stock-Wright LM S   | 0,0046                  | 0,0283                  |
| Número de setores (clusters)  | 437                     | 437                     |
| Número de observações   | 403438                  | 403438                  |
| Número de regressores   | 6                       | 7                       |
| Número de regressores endógenos   | 1                       | 1                       |
| Número de instrumentos  | 7                       | 8                       |
| Número de instrumentos excluídos  | 2                       | 2                       |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.