

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

CRISTIAN RAFAEL PELIZZA

**PRÊMIO SALARIAL, DESIGUALDADES SALARIAIS E EMPREGO URBANO:
TRÊS ENSAIOS APLICADOS AO BRASIL**

PORTO ALEGRE

2019

CRISTIAN RAFAEL PELIZZA

**PRÊMIO SALARIAL, DESIGUALDADES SALARIAIS E EMPREGO URBANO:
TRÊS ENSAIOS APLICADOS AO BRASIL**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Jr.

PORTO ALEGRE

2019

CIP - Catalogação na Publicação

Pelizza, Cristian Rafael
Prêmio salarial, desigualdades salariais e emprego urbano: três ensaios aplicados ao Brasil / Cristian Rafael Pelizza. -- 2019.
92 f.
Orientador: Sabino da Silva Porto Júnior.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2019.

1. Aglomerações urbanas. 2. Prêmio salarial urbano. 3. Desigualdades salariais. 4. Emprego urbano. I. Porto Júnior, Sabino da Silva, orient. II. Título.

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer aos colegas, funcionários e professores do PPGE/UFRGS, em especial ao meu orientador, Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Jr., que forneceram todos os recursos possíveis para a realização do presente trabalho.

Agradeço também a minha família e amigos, cujo suporte durante esse período foi da mesma forma essencial.

Agradeço à minha esposa Heloísa M. Leite pela paciência ao longo da realização da presente tese.

RESUMO

O presente trabalho busca observar os efeitos das economias de aglomeração e urbanização sobre aspectos do mercado de trabalho brasileiro a partir de três ensaios. O primeiro, analisa o comportamento do prêmio salarial urbano nos municípios da região Sul do Brasil em 2016. Como resultados principais, foi encontrada relação positiva entre as densidades populacionais dos municípios e os salários dos indivíduos. Além disso, a sensibilidade dos salários em relação às densidades mostrou-se maior nas faixas salariais intermediárias e o prêmio salarial mostrou-se positivo, mas decrescente com aumentos na densidade. O segundo ensaio analisou as diferenças salariais entre hierarquias urbanas na região Sul do Brasil, nos anos de 2003 e 2016. Utilizando como definição de hierarquias a Zona de Influência das Cidades (IBGE, 2008), observou-se um crescimento nos salários médios e na desigualdade salarial ao avançar de hierarquias com menor aglomeração urbana para hierarquias com maior aglomeração urbana. Em relação a evolução das desigualdades dentro de cada hierarquia, registrou-se uma queda entre 2003 e 2016. O terceiro ensaio observou se o efeito de uma recessão econômica sobre o crescimento do emprego nos municípios brasileiros mostrou-se assimétrico ao considerar-se municípios com diferentes níveis de aglomeração urbana. Utilizando dados de 2003 a 2011 e tendo como referência a crise de 2008, percebeu-se uma resposta melhor, nos municípios com maior aglomeração, ao considerar-se o emprego total. Para o crescimento do emprego na indústria de transformação a houve uma queda menor no crescimento nos municípios com menor aglomeração.

Palavras Chave: Aglomerações urbanas. Prêmio salarial urbano. Desigualdades salariais. Emprego urbano.

ABSTRACT

This paper aims to observe the effects of agglomeration and urbanization economies on aspects of the Brazilian labor market from three essays. The first one analyzes the behavior of the urban wage premium in the municipalities of southern Brazil in 2016. As main results, a positive relationship was found between the population densities of the municipalities and the wages of individuals. In addition, the sensitivity of wages to densities was higher in the intermediate wage ranges and the wage premium was positive but decreasing with increases in density. The second essay analyzed the wage differences between urban hierarchies in the southern region of Brazil, in the years 2003 and 2016. Using as a definition of hierarchies the Zone of Influence of Cities (IBGE, 2007), there was a growth in average wages and wage inequality when moving from hierarchies with smaller urban agglomeration to hierarchies with larger urban agglomeration. Regarding the evolution of inequalities within each hierarchy, there was a decrease between 2003 and 2016. The third essay observed whether the effect of an economic recession on employment growth in Brazilian municipalities was asymmetric when considering municipalities with different levels of urban agglomeration. Using data from 2003 to 2011 and with reference to the 2008 crisis, a better response was noticed in the cities with the largest crowding when considering total employment. For employment growth in the manufacturing industry, there was a smaller drop in growth in municipalities with smaller agglomeration.

Keywords: Urban agglomerations. Urban Wage Premium. Wage Inequalities. Urban Employment.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	7
2	UMA ANÁLISE DO PRÊMIO SALARIAL URBANO NA REGIÃO SUL DO BRASIL, 2016	9
2.1	REVISÃO DA LITERATURA: ASPECTOS EMPÍRICOS DAS ECONOMIAS URBANAS	12
2.2	ESTRATÉGIAS EMPÍRICAS E VARIÁVEIS UTILIZADAS	15
2.2.1	Estratégias Empíricas.....	15
2.2.2	Variáveis utilizadas.....	20
2.3	RESULTADOS	24
2.3.1	Resultados das regressões lineares	24
2.3.2	Resultados da regressão quantílica	29
2.3.3	Resultados da regressão não-paramétrica.....	32
2.4	CONCLUSÃO	34
3	3 HIERARQUIA URBANA E DIFERENCIAIS SALARIAIS NA REGIÃO SUL DO BRASIL, 2003-2016.	37
3.1	REVISÃO DA LITERATURA	38
3.2	MODELOS E VARIÁVEIS UTILIZADOS	41
3.2.1	Modelos.....	41
3.2.2	Dados e Variáveis.....	46
3.3	RESULTADOS	50
3.3.1	Diferença Salarial Média Entre Hierarquias	52
3.3.2	Desigualdade Salarial Entre Hierarquias.....	55
3.3.3	Desigualdade Salarial Intra-Hierarquias	61
3.4	CONCLUSÃO	63
4	AGLOMERAÇÕES, RECESSÃO E CRESCIMENTO DO EMPREGO: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	65
4.1	REVISÃO DA LITERATURA	66
4.2	ESTRATÉGIA EMPÍRICA E BASE DE DADOS.....	68
4.3	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E COMPOSIÇÃO DAS AMOSTRAS	72

4.4	DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	80
4.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	84
5	CONCLUSÃO.....	86
	REFERÊNCIAS.....	87

1 INTRODUÇÃO

Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), em 2015 no Brasil a população residente em áreas urbanas respondia por 84,72% da população total. Uma das explicações para as aglomerações urbanas está nos ganhos econômicos a elas associado, em particular ao se considerar o mercado de trabalho. Como exposto por Glaeser (2008), a proximidade geográfica possibilita maior criação e difusão de conhecimento além de maior probabilidade de *matching* entre indivíduos e firmas, fatores que possibilitam elevar a produtividade do trabalho. Assim sendo, o presente trabalho busca a partir de três ensaios analisar aspectos associados às economias de aglomeração, definidas por Combes e Gobillon (2015) como qualquer efeito econômico que eleve a renda de indivíduos ou firmas quando a escala da economia local aumenta.

O primeiro ensaio busca analisar o impacto das economias urbanas sobre os salários individuais para os municípios da região Sul do Brasil em 2016. Três abordagens foram utilizadas com diferentes propostas:

- a) estimar a elasticidade dos salários locais em relação à densidade populacional. Para tanto, utilizou-se controles individuais, de características locais e de características da indústria local. Além disso, para evitar problemas associados a causalidade reversa e *sorting* utilizou-se variáveis instrumentais e controles ocupacionais;
- b) observar possíveis diferenças nos impactos da densidade populacional ao longo da distribuição dos salários utilizado uma regressão quantílica;
- c) observar se a elasticidade dos salários em relação à densidade populacional é constante, ou se os retornos podem ser decrescentes através de uma regressão não-paramétrica.

Os resultados indicam uma elasticidade positiva e significativa dos salários em relação à densidade populacional, com a elasticidade sendo maior para os valores no topo da distribuição salarial. O resultado da regressão não-paramétrica indica a possibilidade de retornos decrescentes dos salários em relação às economias urbanas.

O segundo ensaio tem como objetivo observar as diferenças na média e na desigualdade salarial entre e intra níveis de hierarquia urbana no Sul do Brasil, em 2003 e 2016. Para tanto, estimou-se as diferenças com métodos de decomposição salarial. Os resultados indicam uma diferença maior na média salarial para hierarquias mais distantes em termos de aglomeração média, com os salários crescendo com a aglomeração. Quanto às desigualdades entre

hierarquias, observou-se também um crescimento para grupos no topo da hierarquia urbana. Já a desigualdade intra-hierárquica apresentou redução entre 2003 e 2016 para todos os níveis.

O terceiro ensaio busca analisar se o impacto de uma crise econômica sobre o crescimento do emprego, nos municípios brasileiros, é afetado pelo nível de aglomeração econômica, observada através das densidades populacionais. Para tanto, os municípios foram agrupados em diferentes níveis, de acordo com sua densidade populacional, e utilizou-se uma estratégia *difference-in-differences* com dados em painel para o período 2003-2011, tendo como referência a influência da crise ocorrida em 2008. De maneira geral, os resultados indicam maior sensibilidade à crise nos municípios com baixa aglomeração ao utilizar como variável dependente o crescimento do emprego total. Para o crescimento do emprego na indústria de transformação os municípios com alta aglomeração apresentaram menor crescimento pós-crise.

2 UMA ANÁLISE DO PRÊMIO SALARIAL URBANO NA REGIÃO SUL DO BRASIL, 2016

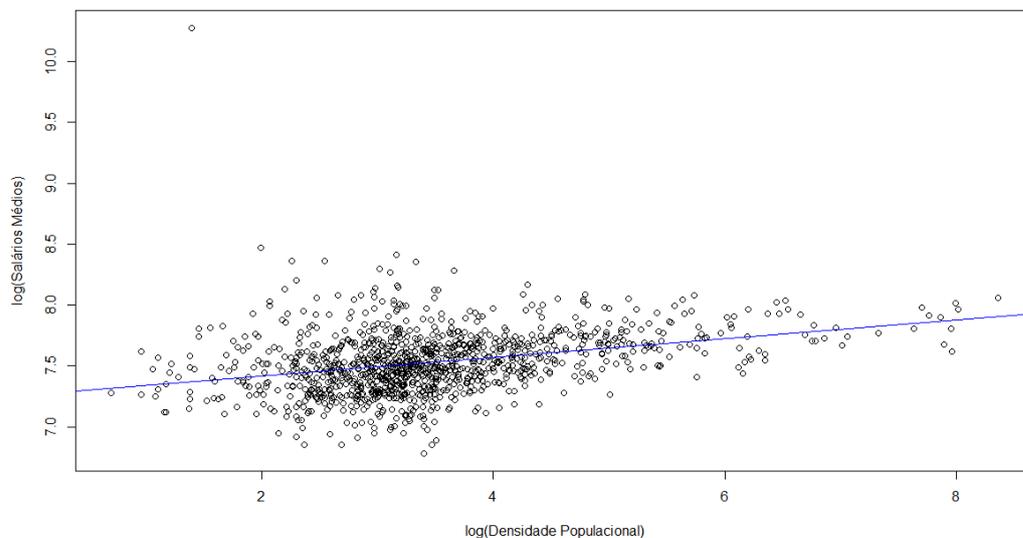
O efeito das aglomerações sobre os ganhos salariais médios entre diferentes cidades é extensamente documentado na literatura, tanto empírica quanto teórica. Do ponto de vista teórico, pode-se citar os efeitos das externalidades no ambiente urbano, como em Duranton e Puga (2004) ou as economias de escala sob competição imperfeita, como em Krugman (1991), como fontes das diferenças nos salários e outras rendas locais. Empiricamente Ciccone e Hall (1996), Glaeser e Maré (2001), Combes, Duranton e Gobillon (2008), de la Roca e Puga (2017) e Baum-Snow e Pavan (2012), ainda que com metodologias diferentes, encontraram uma relação positiva entre aglomerações e salários locais. Essa relação é válida ainda que controlada para características individuais que resultam em processos complementares a aglomeração.

Combes, Duranton e Gobillon (2008), apresentam três aspectos que influenciam nas diferenças salariais entre diferentes áreas. A primeira é a composição da mão de obra local, ou seja, como as características e habilidades observáveis e não observáveis estão distribuídas espacialmente, influencia nos salários médios para diferentes localidades. O segundo aspecto, está associado às dotações não humanas locais. Fatores geográficos ou climáticos, por exemplo, podem afetar a produtividade marginal dos indivíduos, levando a diferenciais salariais. O terceiro fator, a interação entre indivíduos e firmas no ambiente urbano, é o centro dos modelos teóricos como de Duranton e Puga (2004). Nesse caso, maiores aglomerações resultam em processos tais como maior quantidade e qualidade de *matching* entre trabalhadores e firmas, maior intensidade na difusão de conhecimento além do uso compartilhado de bens indivisíveis e instalações, que irão gerar ganhos produtivos para os trabalhadores. Como definido por Combes, Duranton e Gobillon (2008), o terceiro aspecto pode estar associado tanto à ganhos do mercado em geral (economias de urbanização), quanto à ganhos de concentração geográfica das indústrias (economias de localização).

Dessa forma, o problema que se afigura no presente ensaio é se os salários crescem com a densidade populacional nos municípios da região Sul do Brasil, como esse crescimento se distribui ao longo dos diferentes níveis salariais e se existem retornos salariais decrescentes para maiores densidades.

De maneira geral, é possível observar uma relação positiva entre os salários e a densidade populacional, utilizada como variável que capta as economias urbanas, na região Sul do Brasil, como exposto pela Figura 1. A linha de regressão simples nesse caso apresenta elasticidade de 0.0766 dos salários em relação a densidade populacional.

Figura 1 - Distribuição do logaritmo dos salários em relação à densidade populacional na região Sul do Brasil, 2016



Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

O objetivo do presente trabalho é investigar a existência do prêmio salarial urbano oriundo das economias de urbanização nos municípios da região Sul do Brasil a partir de três abordagens. Utilizando dados para o ano de 2016 numa amostra com dados individuais para 144,408 observações, a primeira abordagem busca estimar a elasticidade dos salários locais em relação à densidade populacional. Para tanto, utilizou-se controles individuais, de características locais e de características da indústria local.

Dois fatores relacionados à estimação merecem atenção: primeiro, os salários e a densidade populacional podem apresentar causalidade reversa, o que geraria viés nos parâmetros estimados. Nesse caso, seguindo Ciccone e Hall (1996) e Combes et al (2010), optou-se por uma estimação com variáveis instrumentais, sendo elas as densidades populacionais defasadas para os anos de 1950 e 1960. O segundo fator está associado à diferente distribuição espacial das habilidades dos indivíduos, com indivíduos mais habilidosos se concentrando de maneira mais expressiva nos grandes centros urbanos, processo conhecido como *sorting*. Seguindo a literatura proposta por Bacolod, Blum e Strange (2009) utilizou-se

como controle as ocupações individuais como indicador da habilidade. Nesse caso, utilizou-se de 2,571 *dummies* ocupacionais.

A segunda abordagem refere-se a possíveis diferenças nos impactos da densidade populacional ao longo da distribuição dos salários, por exemplo, se a elasticidade dos salários em relação à densidade populacional difere para indivíduos no topo da distribuição salarial (com maiores salários) dos indivíduos nas partes mais baixas da distribuição (com menores salários). Para tanto, utilizou-se uma regressão quantílica.

A terceira abordagem se propõe a observar se a elasticidade dos salários em relação à densidade populacional é constante, ou se os retornos podem ser decrescentes. Nos modelos lineares, ao assumir uma função produção do tipo Cobb-Douglas, a elasticidade dos salários resultantes na estimação é constante. Como destacam Combes e Gobillon (2015), não existe uma razão teórica para que o logaritmo dos salários possua relação linear com o logaritmo da densidade populacional. No presente trabalho utilizou-se de uma regressão não paramétrica onde não se impôs uma forma funcional específica para a equação estimada, podendo a elasticidade variar para diferentes densidades populacionais.

Os resultados indicam: i) a elasticidade dos salários em relação à densidade populacional, utilizando regressões lineares e variáveis instrumentais, apresentaram resultado positivo e significativo, entre 0.0198 e 0.0044 dependendo dos controles e do método de estimação. Esses resultados indicam que a elasticidade apresentada na Figura 1, sem controles e sem observar aspectos que geram endogeneidade no modelo, superestima os ganhos salariais urbanos; ii) ao utilizar a regressão quantílica observou-se uma elasticidade maior para as faixas salariais maiores em relação as menores. Para o quantil associado a uma probabilidade de 0.95, a elasticidade encontrada foi de 0.0160, enquanto que para uma probabilidade de 0.05 foi de 0.0096; iii) a regressão não paramétrica indica que os salários apresentam retornos positivos, mas decrescentes em relação à densidade populacional, ou seja, as elasticidades decaem ao longo da curva salarial.

O trabalho está estruturado da seguinte forma, a seção 2 apresenta uma revisão da literatura empírica sobre os impactos das economias urbanas. A seção 3 apresenta os modelos a serem estimados e as variáveis utilizadas. A seção 4 apresenta os resultados das estimações, enquanto que a seção 5 conclui o trabalho.

2.1 REVISÃO DA LITERATURA: ASPECTOS EMPÍRICOS DAS ECONOMIAS URBANAS

Ciccone e Hall (1996) analisaram como as externalidades e rendimentos crescentes se relacionam com a produtividade local do trabalho. Para tanto, com dados de 1988, desenvolveram dois modelos, baseados nas externalidades e na diversidade de serviços intermediários, onde a produtividade nos estados americanos depende da densidade populacional dos municípios (*counties*), com um índice de insumos para os estados ajustado às densidades municipais. Retornos crescentes locais, observados pela densidade ao nível municipal, ajudam a explicar a diferença de produtividade a nível de estado. Dobrando a densidade populacional nos municípios aumenta-se em torno de 6% a produtividade média do trabalho. Os autores utilizaram variáveis instrumentais para possíveis problemas de endogeneidade (causalidade reversa ou variáveis não observadas) entre produtividade e densidade populacional.

Glaeser e Maré (2001) observaram que as diferenças salariais entre residentes em áreas urbanas e não urbanas deve-se não apenas aos ganhos de produtividade, mas também a uma concentração maior de indivíduos com maior grau de habilidade, independente da escolaridade, nas áreas urbanas, processo conhecido como *sorting* e que pode ser motivado, entre outros motivos, pelos diferentes perfis dos empregos nas áreas urbanas e não urbanas. Ao desconsiderar as habilidades individuais na estimação dos retornos salariais urbanos os parâmetros estimados podem ser viesados (viés de habilidade omitida).

Glaeser e Maré (2001) estimaram a diferença salarial entre áreas metropolitanas (com grande densidade populacional) e não metropolitanas, para três diferentes amostras, sendo duas delas com dados em painel, Panel Study of Income Dynamics (PSID) e National Longitudinal Survey of Youth (NLSY). Os resultados encontrados, com diferentes controles, para o PSID e o NLSY apresentaram prêmio salarial variando entre 24.5% a 28.2%. Ao utilizar uma estimação com efeitos fixos individuais Glaeser e Maré (2001) destacam que é possível controlar para as habilidades omitidas. Nesse caso, o prêmio salarial se reduz para 10.9% na amostra do NLSY e 4.5% na PSID, indicando que ao não considerar o processo de *sorting* na estimação tende-se a superestimar o efeito da produtividade urbana sobre os salários.

Combes, Duranton e Gobillon (2008) destacam três fontes de desigualdade espacial nos salários. A primeira reflete diretamente a composição das habilidades (observáveis e não observáveis) da força de trabalho em regiões com diferentes níveis de aglomeração. A segunda

fonte refere-se a ganhos na produtividade marginal dos trabalhadores gerados por dotações não humanas, como fatores geográficos, por exemplo. A última fonte está associada aos ganhos produtivos oriundos da interação entre firmas e trabalhadores, estimulada pelas aglomerações econômicas. Para observar os efeitos das aglomerações econômicas, foi utilizado um painel com dados individuais de trabalhadores de 341 áreas de emprego francesas. A primeira etapa da regressão estimou a relação entre os salários individuais e características individuais fixas e variantes no tempo, além de características da indústria. Foi acrescentada um efeito fixo de área-ano, que, segundo os autores, apresenta o índice salarial local após controlar para as características dos trabalhadores e da indústria. Na segunda etapa da estimação utilizou-se o efeito fixo de área-ano, estimado na primeira etapa, como variável dependente, tendo como regressores variáveis capturando a relação entre as indústrias e dotações locais. Combes, Duranton e Gobillon (2008) encontraram uma elasticidade dos salários, controlados em relação às características individuais ou processo de *sorting*, de aproximadamente 3% em relação à densidade de trabalhadores nas regiões analisadas.

Combes et al (2010) analisaram a relação entre a densidade e os salários em um painel para áreas de emprego na França entre 1976 e 1996. Dois problemas referentes à estimação, que poderiam gerar viés nos parâmetros, foram apontados pelos autores: causalidade reversa entre a densidade populacional e os salários e o processo de *sorting*. Para evitar o problema de causalidade reversa, Combes et al (2010) utilizaram uma série de variáveis históricas (como a densidade populacional em 1831 e 1881) e geológicas (como mineralogia e capacidade de água do solo). As variáveis históricas são justificadas na medida em que a densidade populacional passada possui impacto sobre a densidade populacional presente dados fatores de inércia como as estruturas físicas da cidade, que possuem durabilidade no tempo. Já mudanças na estrutura econômica, como a passagem de uma economia agrícola para industrial e depois serviços, faria com que não houvesse correlação entre os salários presentes e a densidade com grande defasagem.

Como controle para o *sorting*, Combes et al (2010) utilizaram estratégia semelhante à de Combes, Duranton e Gobillon (2008), utilizando vários efeitos fixos locais e individuais. Como resultados, as elasticidades dos salários em relação às densidades variaram de 5.1% numa estimação sem utilizar variáveis instrumentais para 2.7% ao controlar para causalidade reversa e *sorting*. Os resultados indicam que os impactos da densidade sobre os salários podem ser superestimados ao não se considerar os dois problemas citados.

Bacolod, Blum e Strange (2009) analisam a distribuição das habilidades entre as cidades e seu impacto sobre os prêmios salariais urbanos. Utilizando dados do censo e do National Longitudinal Survey of Youth (NLSY), associados a uma escala que atribui uma série de habilidades a diferentes ocupações, como habilidades cognitivas ou força física, por exemplo, concluem que as grandes cidades possuem maior concentração de habilidades, embora em um grau modesto. Em termos de ganhos salariais, ocupações com maiores habilidades cognitivas ou pessoais apresentam salários mais elevados em grandes cidades se comparado a cidades menores. Habilidades motoras e força física não apresentaram retorno salarial maior com as aglomerações. Assim sendo, uma das fontes para o *sorting* pode estar associada a uma maior concentração de ocupações associadas a habilidades melhores remuneradas em grandes centros. Resultado semelhante é encontrado por Florida et al (2011).

Como destacam Combes e Gobillon (2015), os trabalhos como de Ciconne e Hall (1996), Glaeser e Maré (2001) e Combes, Duranton e Gobillon (2008) concentram-se nos efeitos estáticos das aglomerações sobre a produtividade ou salários. Avanços em relação a efeitos dinâmicos podem ser observados em Baum-Snow e Pavan (2011) e de La Roca e Puga (2017). Dividindo os municípios americanos em pequenos, médios e grandes, Baum-Snow e Pavan (2011) construíram uma série de decomposições sobre o prêmio salarial urbano incorporando efeitos das habilidades, fricções e qualidade nos processos de busca de empregos e *matching*, acumulação de capital humano e migração endógena. Como resultados, observaram que a diferença de intercepto entre localidades de diferentes tamanhos e a experiência acumulada foram os mecanismos que mais contribuíram para as diferenças no prêmio salarial urbano. Diferentemente de trabalhos anteriores, o processo de *sorting* apresentou pequena contribuição, bem como a qualidade do *matching*.

De la Roca e Puga (2017), utilizando dados em painel para os municípios da Espanha, observam os efeitos da experiência adquirida em maiores aglomerações urbanas. Nesse caso, trabalhadores em grandes cidades não apresentam habilidades não observadas iniciais diferentes dos trabalhadores nas demais localidades, efeito medido pelos efeitos fixos individuais. A experiência adquirida posteriormente em diferentes mercados de trabalho terá seu valor atribuído dependendo de onde foi adquirida e onde foi utilizada. Para De la Roca e Puga (2017), a experiência adquirida em grandes cidades possui valor maior que nas demais localidades e se mantém mesmo quando os indivíduos migram para cidades menores. Os resultados indicam que o valor da experiência adquirida depende mais de onde foi adquirida do que de onde foi utilizada.

Para o Brasil, Chauvin et al (2016) estimaram a elasticidade da renda em relação à densidade populacional em 0.026, usando dados agrupados em microrregiões. Barufi, Haddad e Nijkamp (2016) analisaram os efeitos estáticos da aglomeração sobre os salários individuais para três anos, 2004, 2008 e 2012, em cinco setores, manufaturas de baixa tecnologia, manufaturas de média tecnologia, manufaturas de alta tecnologia, serviços de baixo conhecimento e serviços de alto conhecimento. A elasticidade dos salários em relação à densidade populacional, estimada por vários métodos, incluindo painel de efeitos fixos, mostrou-se positiva e significativa para todos os setores, indo de 0.0511 a 0.0940. Neves, Chagas e Azzoni (2017) estimaram os retornos urbanos utilizando a população como variável que capta às aglomerações. Seguindo a linha de Bacolod, Blum e Strange (2009) e Maciente (2013), os autores definiram níveis de habilidades para diferentes ocupações, com intuito de controle para o *sorting*. Os resultados indicaram que os retornos urbanos não afetam igualmente diferentes habilidades, sendo que as habilidades sociais e cognitivas apresentaram impactos maiores.

2.2 ESTRATÉGIAS EMPÍRICAS E VARIÁVEIS UTILIZADAS

A presente seção está dividida em duas partes: a primeira aborda os modelos utilizados para as estimações lineares, quantílica e não paramétrica. A segunda apresenta as variáveis utilizadas.

2.2.1 Estratégias Empíricas

Seguindo a proposta de Combes e Gobillon (2015), para a estimação dos efeitos da densidade populacional sobre os salários, assume-se que Y_c é o produto de uma determinada firma no mercado c . Com a firma utilizando dois insumos, capital K_c e trabalho L_c , o lucro da firma pode ser expresso por:

$$\pi_c = p_c Y_c - w_c L_c - r_c K_c \quad (1)$$

Onde p_c representa o preço do produto, w_c o salário nominal e r_c o custo do capital no mercado c . O produto pode ser expresso através de uma função Cobb-Douglas:

$$Y_c = \frac{A_c}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{(1-\alpha)}} (s_c L_c)^\alpha K_c^{1-\alpha} \quad (2)$$

Onde α é a elasticidade do produto em relação ao trabalho, A_c a produtividade total dos fatores e s_c a habilidade local dos trabalhadores. Sob competição perfeita, a condição de primeira ordem para maximização do lucro implica que o salário pode ser expresso como:

$$w_c = \left(p_c \frac{A_c}{(r_c)^{1-\alpha}} \right)^{1/\alpha} s_c = B_c s_c \quad (3)$$

Neste caso, os salários dependem de um efeito de produtividade local B_c , bem como das habilidades locais dos trabalhadores s_c . Como citado por Combes, Duranton e Gobillon (2008), três efeitos ampliam a produtividade em aglomerações urbanas. O primeiro são as características individuais, observadas por s_c . Nesse caso, as habilidades e características dos trabalhadores, que podem afetar sua produtividade e nível salarial, não estão uniformemente dispersas no espaço.

Com relação aos outros dois aspectos, as dotações locais não humanas e as interações entre firmas e trabalhadores, elas são captadas pela variável B_c . Os ganhos de produtividade gerados pela relação entre firmas e trabalhadores podem ser avaliados a partir de dois conjuntos de fatores expressos na literatura: as externalidades *marshalianas* e a relação entre custos de transporte e competição imperfeita, base da Nova Geografia Econômica.

Com trabalhadores heterogêneos, pode-se expressar o trabalho eficiente na localidade c como $s_c L_c = \sum_{i \in c} s_i l_i$, onde l_i são as horas trabalhadas pelo indivíduo i e s_i a habilidade individual. Os salários totais locais também podem ser expressos como $w_c L_c = \sum_{i \in c} w_i l_i$, onde w_i expressa o salário individual. Assim sendo, a expressão (3) torna-se:

$$w_i = B_c s_i \quad (4)$$

Ou seja, os salários individuais dependem de um efeito composto de produtividade local e das habilidades de cada indivíduo. Tomando o logaritmo da expressão tem-se:

$$\ln w_i = \ln B_c + \ln s_i \quad (5)$$

Assume-se que o efeito de produtividade local depende da aglomeração $dens_c$, medida pela densidade populacional, da composição setorial/industrial ind_c , das amenidades locais Ame_c , além de um efeito fixo b_c .

$$\ln B_c = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dens_c + \alpha_2 \ln Ind_c + \alpha_3 \ln Ame_c + b_c \quad (6)$$

Considerando as características individuais como a soma de habilidades ou características observáveis (s_i) e um termo de erro estocástico (ε_i), tem-se:

$$\ln w_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dens_c + \alpha_2 \ln Ind_c + \alpha_3 \ln Ame_c + \gamma s_i + b_c + \varepsilon_i \quad (7)$$

Assim sendo, os salários individuais dependem da densidade populacional, que capta os efeitos da aglomeração sobre a produtividade, da composição do setor/indústria no mercado onde o trabalhador está situado, das amenidades locais e das características ou habilidades individuais. Pode-se estimar diretamente a equação encontrada por Mínimos Quadrados Ordinários, como exposto na seção 4.1, embora possa haver viés ao não se considerar fatores como causalidade reversa entre salários e densidade, além de habilidades individuais não observáveis.

Como descrito por Combes e Gobillon (2015), podem ocorrer problemas de endogeneidade tanto a nível local quanto a nível individual. Ciccone e Hall (1996) apontaram para a possível existência de endogeneidade a nível local na estimação, seja por causalidade reversa entre densidade e produtividade, seja por efeitos locais não observados que afetam tanto a densidade quanto a produtividade. Para contornar o problema, utilizaram uma estimação com variáveis instrumentais, sendo os instrumentos densidades populacionais com grande defasagem (anos de 1850 e 1880), malha ferroviária em 1860 e presença de litoral.

Combes e Gobillon (2015) destacam que a utilização de variáveis instrumentais com grandes defasagens é válida na medida em que uma maior população ou densidade populacional geram um estoque maior de estruturas persistentes no tempo, como imóveis, escritórios ou fábricas, que geram inércia na própria população ou densidade. Por sua vez, transformações estruturais na atividade econômica (da agricultura para a manufatura e da manufatura para os serviços) fazem com que o instrumento possa ser considerado exógeno em relação a produtividade (ou salários).

Para as estimações presentes na seção 4.1 foram utilizadas como densidades defasadas as de 1950 e 1960 e um modelo de Mínimos Quadrados em dois Estágios (MQ2E). Embora as defasagens utilizadas na densidade não sejam tão grandes como as utilizadas por Combes, Duranton e Gobillon (2008) e Ciccone e Hall (1996), pode-se argumentar que as transformações estruturais na economia da região Sul do Brasil são mais recentes que as que ocorreram na França ou nos Estados Unidos, o que faria com que os instrumentos possam ser considerados exógenos.

Outra questão econométrica pontuada por Combes e Gobillon (2015) é a existência de viés de habilidade não observável na estimação dos efeitos da aglomeração. O processo conhecido como *sorting*, em que indivíduos com maiores habilidades se concentram de maneira predominante em grandes cidades, poderia gerar viés na estimação dos parâmetros. Uma alternativa normalmente utilizada como controle para o *sorting* é a utilização de efeitos fixos em dados em painel, como proposto por Glaeser e Maré (2001). Outra proposta associa o *sorting* à concentração de atividades ou ocupações que demandam determinados tipos de habilidades ser maior em grandes centros. Dessa forma, seria possível controlar para as ocupações individuais como alternativa ao controle direto para as habilidades, como em Bacolod, Blum e Strange (2009) e Florida et al (2011). Como o presente trabalho utiliza-se de dados de corte transversal, o que impossibilita a utilização de efeitos fixos como em dados longitudinais, optou-se por controlar para às ocupações individuais como alternativa para as habilidades.

Outro aspecto analisado para o prêmio salarial urbano é se seu impacto difere ao longo da distribuição salarial, ou seja, se o efeito da urbanização é mais pronunciado para os indivíduos com maiores salários em relação aos indivíduos com menor faixa salarial. Para observar esse aspecto utilizou-se de uma regressão quantílica, que permite analisar os quantis condicionais da variável dependente em relação aos regressores e não apenas a média condicional como na estimação linear. Como exposto por Koenker (2005) e Angrist e Pischke (2009), a estimação quantílica dos parâmetros pode ser descrita inicialmente pelos função dos quantis condicionais:

$$Q_{\tau}(\ln w_i | X_i) = F_{\ln w_i}^{-1}(\tau | X_i) \quad (8)$$

Onde X_i representa os regressores utilizados. A função $F_{\ln w_i}(\ln w_i | X_i)$ descreve a distribuição de probabilidade do logaritmo dos salários ($\ln w_i$) condicional aos regressores (X_i).

Com formato linear da equação de salários, os parâmetros estimados são encontrados através da seguinte minimização:

$$\hat{\beta}_\tau = \arg \min E[\rho_\tau(\ln w_i - X_i' b)] \quad (9)$$

Onde $\rho_\tau(\varepsilon) = 1(\varepsilon > 0)\tau\varepsilon + 1(\varepsilon \leq 0)(1 - \tau)\varepsilon$ é a função “*check*” que atribui pesos diferentes aos resíduos negativos e não negativos. A estimação foi feita utilizando a versão de Portnoy e Koenker (1997) do algoritmo de Frisch-Newton para os quantis de 0.05, 0.25, 0.5, 0.75 e 0.95. Os erros padrão foram estimados utilizando *bootstrap*, com *clusters* para os municípios, como proposto por Hageman (2016).

Para observar os retornos do prêmio urbano utilizou-se uma regressão não paramétrica, como exposto em Li e Racine (2007). Nesse caso, diferentemente da equação (7), em que se impôs um formato linear oriundo da função Cobb-Douglas definida para a função produção, o que resulta em retornos constantes para a densidade populacional, não se impôs forma funcional, de forma que:

$$\ln w_i = g(X_i) + \varepsilon_i \quad (10)$$

Onde X_i representa os regressores e ε_i os resíduos. A função $g(\cdot)$ foi estimada utilizando métodos não paramétricos, com um estimador linear local. A função minimizada é definida por:

$$\min \sum_{i=1}^n (Y_i - a - (X_i - x)' b) K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (11)$$

Onde a e b são os parâmetros que minimizam a função, $K(\cdot)$ a função kernel e h a *bandwidth*. Para as variáveis contínuas a função kernel utilizada foi a gaussiana de segunda ordem, enquanto que para as variáveis categóricas não ordenadas foi o método proposto por Aitchison e Aitken (1976) e para as variáveis categóricas ordenadas uma variação definida por Li e Racine (2007) do kernel proposto por Wang e van Ryzin (1981). Em notação matricial têm-se:

$$\min(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\delta)' \mathbf{K}(\mathbf{x})(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\delta) \quad (12)$$

Com $\delta = (a, b)'$. A minimização irá resultar em:

$$\hat{\delta}(x) = \begin{pmatrix} \hat{g}(x) \\ \hat{\beta}(x) \end{pmatrix} = (\mathbf{X}'\mathbf{K}(x)\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{K}(x)\mathbf{Y} \quad (13)$$

Onde $\hat{\beta}(x)$ representa os gradientes da função. A estimação das *bandwidths* foi feita utilizando o método *least squares cross-validation*. Os resultados encontram-se na seção 4.3.

2.2.2 Variáveis utilizadas

A amostra foi construída para os municípios da Região Sul do Brasil, compreendendo 1,032 municípios dos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul no ano de 2016. As estimações utilizando variáveis históricas instrumentais possuíram menos municípios na amostra, já que muitos municípios ainda não haviam sido criados. Para a densidade populacional em 1960 utilizou-se dados de 414 municípios. Já na amostra com a densidade populacional em 1950 haviam 224 municípios.

Para a construção da amostra foram selecionados todos os indivíduos com emprego formal (com vínculo ativo) em 31 de dezembro de 2016, presentes na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Para uma maior homogeneidade amostral, optou-se apenas por indivíduos com no mínimo 40 horas semanais de trabalho contratadas e com idade entre 20 e 50 anos. Além disso, como a variável dependente expressa a média anual dos salários foram selecionados apenas indivíduos com no mínimo 12 meses de emprego. As observações com raça ou cor não declarada também foram excluídas da amostra.

O total de indivíduos com as características descritas resultou em 2,888,160 observações. Por questões computacionais optou-se por criar uma amostra aleatória com 5% dos indivíduos presentes na população descrita, resultando em 144,408 observações. Para as estimações quantílicas e não paramétricas, por questões computacionais, a amostra utilizada continha 0.5% do total dos resultados. Para as estimações utilizando variáveis instrumentais, filtrou-se a amostra original para aqueles municípios que existiam em 1960 e 1950, o que resultou, respectivamente, em amostras com 120,971 observações e 99,147 observações.

Quanto às variáveis utilizadas, o salário expressa a média mensal recebida pelos indivíduos. A densidade populacional para cada município foi calculada como a população total dividida pela área municipal.

Para as variáveis setoriais ou industriais (ind_c) utilizou-se o tamanho média das empresas no município, a proporção de trabalhadores no setor industrial, a proporção de trabalhadores na administração pública, o índice de Hirschman-Herfindahl de concentração industrial, além de 25 *dummies* representando setores onde os indivíduos estavam empregados.

Variáveis como o tamanho médio do estabelecimento onde o indivíduo trabalha e o índice de Hirschman-Herfindahl de concentração industrial podem capturar algumas externalidades associadas às aglomerações. Como exposto por Glaeser et al (1992), uma maior concentração industrial poderia gerar as externalidades de Marshall-Arrow-Romer (MAR) em que haveriam ganhos de produtividade na interação de firmas do mesmo setor.

As amenidades locais (Ame_c) foram expressas utilizando como variáveis a pluviosidade e temperatura média anual municipal e *dummies* para existência de litoral e fronteira internacional. Além disso, utilizou-se uma *dummy* local para as mesorregiões e os estados em que os municípios se localizavam, com intuito de controle para o efeito fixo b_c . Como exposto por Ellison e Glaeser (1999) as vantagens naturais podem explicar significativamente a escolha locacional das indústrias e assim ser um fator determinante para os ganhos de aglomeração.

Os dados para características setoriais ou industriais extraídos da base de dados agregada da RAIS, Relação Anual de Informações Sociais, do Ministério do Trabalho e Emprego. Os dados para a densidade populacional (população e área) e existência de fronteiras e litoral foram extraídas das bases do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os 25 setores utilizados foram definidos a partir da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) de 2002, do IBGE. Já a temperatura e pluviosidade representam as estimativas médias para os anos de 1961 a 1990, definidas por New et al (2002).

As estatísticas descritivas das variáveis municipais encontram-se na Tabela 1. A densidade populacional média dos municípios do Sul do Brasil foi de 27.64, o que indica a existência predominante de municípios pouco densos. A localidade com menor densidade foi São José dos Ausentes no Rio Grande do Sul, com 2.94 habitantes por quilômetro quadrado. Já a maior aglomeração da região Sul foi o município de Curitiba no Paraná, com 4,285.55 habitantes por quilômetro quadrado. Em termos de população, a maior cidade da região Sul também foi Curitiba, seguida de Porto Alegre e Joinville. Vale também destacar a predominância de municípios pequenos em termos populacionais, com média de 27,211

habitantes e sendo que apenas dois excedem a faixa de um milhão de habitantes. A menor população da amostra foi do município de André da Rocha no Rio Grande do Sul com 1,286 habitantes. O emprego e o número de estabelecimentos seguem padrão similar ao da população e densidade populacional, com médias baixas e grande diferença entre máximos e mínimos.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas dos Municípios da região Sul do Brasil em 2016

Variáveis	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão
Índice de Hirschman-Herfindahl	0.02	1.00	0.34	0.24
Tamanho Médio dos Estabelecimentos	3.39	32.02	7.36	2.92
Empregos	146.00	882,611.00	7,668.20	39,214.39
Estabelecimentos	14.00	60,705.00	792.60	2,856.27
Participação da Indústria de Transformação	0.00	0.78	0.14	0.15
Participação da administração pública	0.00	0.84	0.26	0.16
Densidade Populacional	2.94	4,285.55	27.64	300.96
Temperatura	14.38	22.94	19.19	1.56
Pluviosidade	99.72	188.20	135.71	15.90
Área	27.68	7,803.95	495.42	697.79
População	1,286.00	1,864,416.00	27,211.00	89,401.85

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

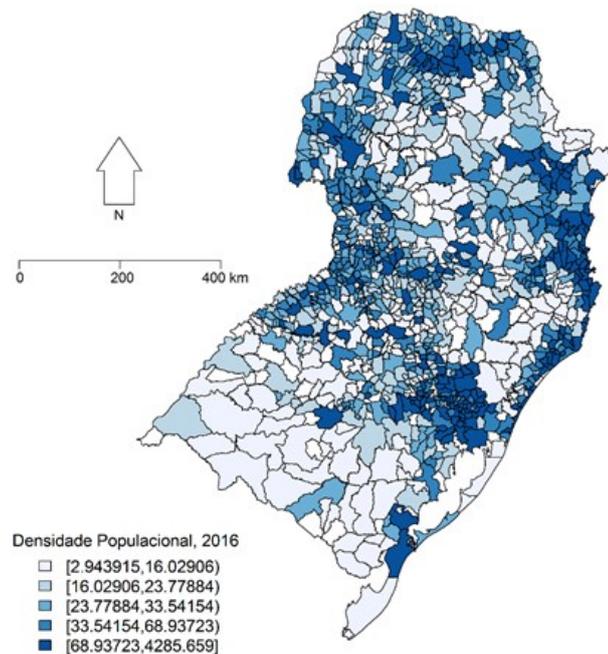
A Figura 2 apresenta a densidade populacional dos municípios da região Sul. Percebe-se que as regiões com maior aglomeração estão concentradas em torno das maiores cidades da região, sendo possível destacar a região metropolitana de Porto Alegre, de Curitiba e de Florianópolis, o Norte de Santa Catarina em torno da cidade de Joinville e o Norte do Paraná, próximo às cidades de Londrina e Maringá.

Quanto às características individuais utilizadas, foram a idade, uma *dummy* para pessoas do sexo feminino, uma *dummy* para indivíduos com raça ou cor declarada branco, tempo de emprego e escolaridade, definida a partir de quatro variáveis *dummy*, para indivíduos com ensino fundamental completo ou incompleto, ensino médio completo ou incompleto, ensino superior completo ou incompleto e pós-graduação completa ou incompleta, com a base sendo os indivíduos analfabetos. Os dados foram extraídos da RAIS.

Dada a impossibilidade de estimar efeitos fixos utilizando dados de corte transversal, para controlar para as habilidades individuais utilizou-se a abordagem que segue a de Bacolod, Blum e Strange (2009), que associa o processo de *sorting* a distribuição espacial de diferentes ocupações que requerem diferentes habilidades. Assim sendo, utilizou-se 2,571 variáveis *dummy* associadas às ocupações descritas pela Classificação Brasileira de Ocupações (CBO)

de 2002, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Dados os problemas associados a dimensionalidade, para a regressão não paramétrica as ocupações foram agrupadas em 10 categorias.

Figura 2 – Distribuição das Densidades Populacionais dos Municípios da Região Sul do Brasil, 2016



Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

As Tabelas 2 e 3 apresentam, respectivamente, as estatísticas descritivas para as variáveis individuais contínuas e as proporções associadas às variáveis categóricas. A média salarial dos indivíduos foi de R\$ 2,454.40, indo de um mínimo de R\$ 276.80 a um máximo de R\$ 91,161.90. O tempo de emprego apresentou média de 60.99 meses, enquanto a idade média dos indivíduos da amostra foi de 34.24 anos.

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis contínuas individuais da amostra.

Variáveis	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão
Salário	276.8	91,161.90	2,454.40	2,270.88
Idade	20.00	50.00	34.24	8.33
Tempo de Emprego	12.00	452.20	60.99	55.07

Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

Com relação às variáveis categóricas, presentes na Tabela 3, 88.12% da amostra foi formada por indivíduos que se declararam brancos e 58.20% de indivíduos do sexo masculino.

Quanto a escolaridade, os maiores percentuais foram respectivamente Ensino Médio (56.15%), Ensino Fundamental (22.65%), Ensino Superior (20.64%), Pós-Graduação (0.34%) e Analfabetos (0.21%). Na amostra, 36,63% dos indivíduos residiam no Rio Grande do Sul, 36.60% no Paraná e 26.77% em Santa Catarina.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas das variáveis categóricas individuais da amostra

Variáveis		%
Raça	Branços	88.12%
	Não brancos	11.88%
Sexo	Masculino	58.20%
	Feminino	41.80%
Escolaridade	Analfabeto	0.21%
	Fundamental	22.65%
	Médio	56.15%
	Superior	20.64%
	Pós-Graduação	0.34%
Estado	Santa Catarina	26.77%
	Paraná	36.60%
	Rio Grande do Sul	36.63%

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

A distribuição da amostra entre os setores em que os indivíduos estão empregados pode ser vista na Tabela 4. Nesse caso, destaca-se o comércio varejista concentrando a maior parte dos empregos, seguido de Comércio e administração de imóveis, valores mobiliários, serviço técnico e Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico.

2.3 RESULTADOS

A presente seção divide-se em três partes. Na primeira apresentam-se os resultados das regressões lineares. Na segunda parte estão descritos os resultados da regressão quantílica, enquanto na terceira da regressão não-paramétrica.

2.3.1 Resultados das regressões lineares

A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação do modelo linear, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). A estimação sem controles para as ocupações e mesorregiões resultou em uma elasticidade de 0.019 dos

salários em relação à densidade populacional. Ao controlar para as ocupações e mesorregiões o parâmetro resultante foi de 0.015. Já para as estimações com variáveis instrumentais observou-se uma redução nos parâmetros, indo de 0.010 na estimação com a densidade em 1960 como instrumento e sem os controles para ocupações e mesorregiões até 0.004 na estimação com a densidade populacional em 1950 e as *dummies* de ocupação e mesorregião. O resultado indica que sem controlar para a causalidade reversa e o *sorting* os parâmetros podem ser superestimados.

Tabela 4 - Distribuição setorial dos empregos na região Sul do Brasil

Setores	
Extrativa mineral	3.01%
Indústria de produtos minerais não metálicos	1.37%
Indústria metalúrgica	2.79%
Indústria mecânica	3.14%
Indústria do material elétrico e de comunicações	1.24%
Indústria do material de transporte	2.10%
Indústria da madeira e do mobiliário	3.21%
Indústria do papel, papelão, editorial e gráfica	1.48%
Ind. da borracha, fumo, couros, peles, similares, ind. Diversas	1.27%
Ind. química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria	2.73%
Indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	4.18%
Indústria de calçados	1.72%
Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	8.21%
Serviços industriais de utilidade pública	1.25%
Construção civil	2.98%
Comércio varejista	20.68%
Comércio atacadista	4.89%
Instituições de crédito, seguros e capitalização	2.04%
Com. e administração de imóveis, valores mobiliários, serv. Técnico	9.89%
Transportes e comunicações	6.74%
Serv. de alojamento, alimentação, reparação, manutenção, redação	6.92%
Serviços médicos, odontológicos e veterinários	3.56%
Ensino	2.45%
Administração pública direta e autárquica	1.48%
Agricultura, silvicultura, criação de animais, extrativismo vegetal	0.77%

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

As estimações (3) e (5) repetem o modelo com MQO para as amostras que possuem apenas os municípios existentes em 1960 e 1950. Se comparadas à estimação original, percebe-se uma mudança sensível ao reduzir o número de municípios de 1,032 para 414, com a o

impacto da densidade populacional se alterando de 0.0157 para 0.0158. Os controles individuais também não apresentaram grande alteração na magnitude dos coeficientes, embora os controles locais, como existência de fronteira internacional e litoral, tenham apresentado uma mudança mais acentuada. Já ao reduzir o número de municípios de 1,032 para os 224 existentes em 1950 as alterações foram maiores. A elasticidade dos salários em relação à densidade populacional reduziu-se de 0.0157 para 0.0106. Os controles para setor/indústria também apresentaram mudança de magnitude. Os resultados indicam que a escolha da área de abrangência do estudo pode alterar significativamente os resultados das estimações, em particular dos impactos das aglomerações.

Os parâmetros da elasticidade dos salários em relação à densidade populacional apresentaram valor menor para o Sul do Brasil do que o de outros estudos para o Brasil como um todo. Ao aumentar em 100% a densidade populacional o aumento salarial encontrado nas estimações varia entre 0.44% a 1.98%. Para Chauvin et al (2016) o resultado foi de 2.60%, enquanto que em Barufi, Haddad e Nijkamp (2016) variou entre 5.11% e 9.40%, dependendo do setor estimado. Para a França, as estimações de Combes et al (2010) encontraram coeficientes variando entre 2.70% e 5.10%.

Os controles para a característica setorial dos municípios apresentaram resultados diversos. O índice de Hirschman-Herfindahl apresentou resultado negativo em todas as estimações, embora com baixa magnitude. O tamanho médio dos estabelecimentos em que os indivíduos estavam empregados resultou em elasticidade positiva, indo de 0.221 a 0.125 ao longo das estimações. A proporção da indústria no emprego local impactou negativamente sobre os salários, exceto nas estimações com a densidade populacional em 1950 como instrumento, em que não apresentou significância estatística. A proporção da administração pública no emprego local também apresentou elasticidades negativas. Com relação aos controles para características locais, a existência de fronteiras internacionais apresentou elasticidade negativa, exceto nas estimações que utilizaram a densidade populacional em 1950 como instrumento. A existência de litoral no município onde os indivíduos trabalhavam apresentou elasticidade positiva e significativa em todas as estimações. A temperatura média resultou em parâmetros positivos e significativos nas estimações que utilizaram variáveis instrumentais e controles ocupacionais e das mesorregiões. Já a pluviosidade não apresentou significância estatística ao utilizar as *dummies* para ocupação e mesorregião.

Com respeito às características individuais, o tempo de emprego, idade e os indivíduos que se declararam brancos apresentaram elasticidade positiva ao longo de todas as estimações,

enquanto que a variável que define o sexo como feminino apresentou elasticidade negativa. As *dummies* de escolaridade, de maneira geral, apresentaram impacto positivo sobre os salários. Em todas as variáveis com características individuais a inserção dos controles ocupacionais resultou em parâmetros com menor magnitude, o que indica uma superestimação desses efeitos ao não se considerar a ocupação dos indivíduos, com destaque para o efeito da escolaridade.

Tabela 5 - Resultados das regressões lineares

Variável dependente: Salário Médio Mensal em 2016 por indivíduo	(1) MQO	(2) MQO	(3) MQO	(4) MQ2E (densidade1960)	(5) MQ2E (densidade1960)	(6) MQO	(7) MQ2E (densidade1950)	(8) MQ2E (densidade 1950)
Intercepto	5.2351*** (0.0313)	5.1858*** (0.3391)	5.0607*** (0.3439)	5.0912*** (0.0393)	5.0270*** (0.3441)	4.8994*** (0.3488)	4.8967*** (0.0484)	4.8660*** (0.3490)
Densidade Populacional	0.0198*** (0.0010)	0.0157*** (0.0011)	0.0158*** (0.0014)	0.0105*** (0.0020)	0.0081*** (0.0020)	0.0106*** (0.0016)	0.0098*** (0.0028)	0.0044* (0.0026)
Tamanho Médio dos Estabelecimentos	0.1481*** (0.0049)	0.1257*** (0.0046)	0.1462*** (0.0067)	0.1962*** (0.0088)	0.1648*** (0.0077)	0.1761*** (0.0085)	0.2215*** (0.0122)	0.1931*** (0.0103)
Proporção da Indústria no Emprego Local	-0.0628*** (0.0131)	-0.0516*** (0.0114)	-0.0401** (0.0190)	-0.0664*** (0.0213)	-0.0349* (0.0191)	0.0292 (0.0288)	-0.0304 (0.0308)	0.0435 (0.0292)
Proporção da Administração Pública no Emprego Local	-0.0869*** (0.0099)	-0.0696*** (0.0091)	-0.0055*** (0.0114)	-0.0642*** (0.0127)	-0.0535*** (0.0114)	-0.0354** (0.0142)	-0.0219 (0.0163)	-0.0305** (0.0143)
Índice de Hirschman-Herfindahl	-0.0005*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0002* (0.0001)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0001)
Fronteira	-0.0086 (0.0064)	-0.0183*** (0.0068)	-0.0331*** (0.0082)	-0.0135* (0.0074)	-0.0317*** (0.0082)	0.0164 (0.0148)	0.0304*** (0.0084)	0.0147 (0.0149)
Litoral	0.0259*** (0.0034)	0.0221*** (0.0034)	0.0100** (0.0041)	0.0086** (0.0039)	0.0078* (0.0041)	0.0150*** (0.0045)	0.0114** (0.0044)	0.0133*** (0.0045)
Temperatura	-0.0094*** (0.0014)	-0.0010 (0.0017)	0.0058* (0.0032)	-0.0029 (0.0023)	0.0108*** (0.0033)	0.0156*** (0.0038)	-0.0019 (0.0028)	0.0197*** (0.0041)
Pluviosidade	0.0065*** (0.0010)	0.0001 (0.0012)	0.0024 (0.0015)	0.0057*** (0.0013)	0.0013 (0.0015)	0.0028 (0.0028)	0.0156*** (0.0020)	0.0024 (0.0028)
Tempo de Emprego	0.1548*** (0.0015)	0.1276*** (0.0013)	0.1313*** (0.0014)	0.1593*** (0.0016)	0.1313*** (0.0014)	0.1324*** (0.0016)	0.1637*** (0.0018)	0.1342*** (0.0016)
Idade	0.3064*** (0.0045)	0.2343*** (0.0040)	0.2415*** (0.0044)	0.3142*** (0.0050)	0.2419*** (0.0044)	0.2469*** (0.0050)	0.3198*** (0.0057)	0.2479*** (0.0050)
Mulher	-0.2374*** (0.0020)	-0.1592*** (0.0023)	-0.1583*** (0.0025)	-0.2365*** (0.0025)	-0.1584*** (0.0025)	-0.1576*** (0.0028)	-0.2354*** (0.0028)	-0.1576*** (0.0028)
Branco	0.0424*** (0.0033)	0.0186*** (0.0028)	0.0207*** (0.0031)	0.0471*** (0.0036)	0.0206*** (0.0031)	0.0214*** (0.0035)	0.0515*** (0.0041)	0.0214*** (0.0035)
Ensino Fundamental	0.0911*** (0.0232)	0.0320 (0.0199)	0.0417* (0.0231)	0.0947*** (0.0270)	0.0413* (0.0231)	0.0486* (0.0274)	0.1066*** (0.0321)	0.0482* (0.0274)
Ensino Médio	0.2191*** (0.0232)	0.0923*** (0.0199)	0.1039*** (0.0231)	0.2265*** (0.0270)	0.1036*** (0.0231)	0.1119*** (0.0274)	0.2419*** (0.0321)	0.1118*** (0.0274)
Ensino Superior	0.6940*** (0.0233)	0.3390*** (0.0201)	0.3537*** (0.0233)	0.7107*** (0.0271)	0.3533*** (0.0233)	0.3745*** (0.0276)	0.7474*** (0.0322)	0.3743*** (0.0276)
Pós-Graduação	1.4915*** (0.0294)	0.8127*** (0.0267)	0.8114*** (0.0298)	1.4930*** (0.0329)	0.8118*** (0.0298)	0.8534*** (0.0343)	1.5446*** (0.0381)	0.8539*** (0.0343)
dummies Setores	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
dummies Estados	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
dummies Mesorregiões	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Sim
dummies Ocupações	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não	Sim
Observações	144,408	144,408	120,971	120,971	120,971	99,247	99,247	99,247
R ² Ajustado	0.4438	0.5987	0.6015	0.4452	0.6012	0.6113	0.4556	0.6112

Fonte: Elaborado pelos autores (2019). * significativa a um nível de 10% , ** significativa a um nível de 5%, *** significativa a um nível de 1%

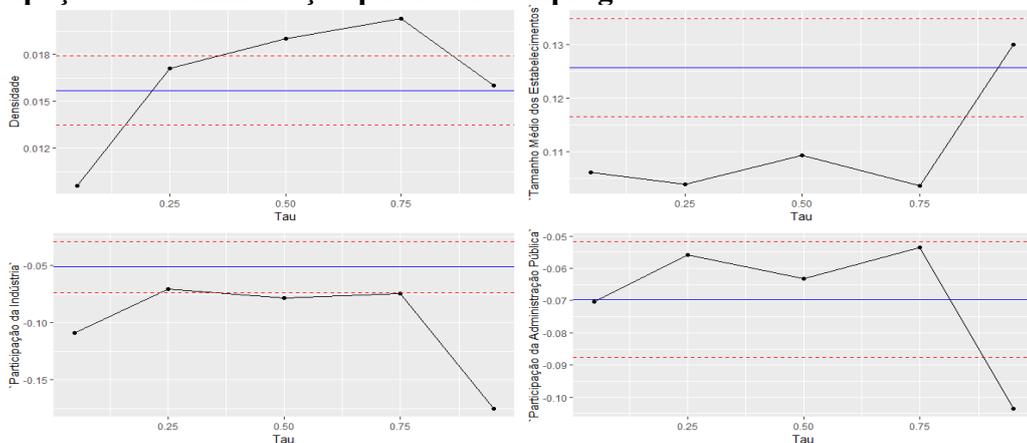
2.3.2 Resultados da regressão quantílica

A Tabela 6 apresenta o resultado da estimação da regressão quantílica, com especificação similar a equação (2) apresentada na Tabela 5. O impacto da densidade populacional sobre os salários apresentou diferença ao se observar diferentes quantis salariais. A magnitude do coeficiente cresceu de 0.0096 no quantil de 0.05 para 0.0203 no quantil de 0.75, reduzindo novamente no quantil de 0.95. O comportamento do parâmetro pode ser observado na Figura 3. É possível observar, de maneira geral, que o prêmio salarial urbano é mais sensível ao crescimento da densidade populacional para as faixas salariais maiores.

Se comparada a estimação linear, que observa a média condicional dos salários em relação aos regressores, os efeitos da densidade populacional foram menores para o quantil de 0.05 e superiores para os demais quantis, com os quantis de 0.25 e 0.95 ficando dentro do intervalo de confiança de 95% para o parâmetro da estimação linear.

Outras variáveis apresentaram comportamento similar. A idade, a experiência e a raça ou cor dos indivíduos apresentaram efeito positivo maior para os quantis superiores da distribuição dos salários. Um comportamento similar pode ser observado para as variáveis associadas à escolaridade, com uma particularidade que, para os quantis inferiores, a diferença salarial entre analfabetos e indivíduos com ensino fundamental e médio foi negativa ou não significativa. Já o sexo feminino em relação ao sexo masculino apresentou efeito negativo com valor absoluto crescente ao partir de quantis salariais inferiores para superiores. Os resultados podem ser observados na Figura 4.

Figura 3 - Resultados da regressão quantílica para variáveis densidade populacional, tamanho médio dos estabelecimentos, participação da indústria no emprego e participação da administração pública no emprego



Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

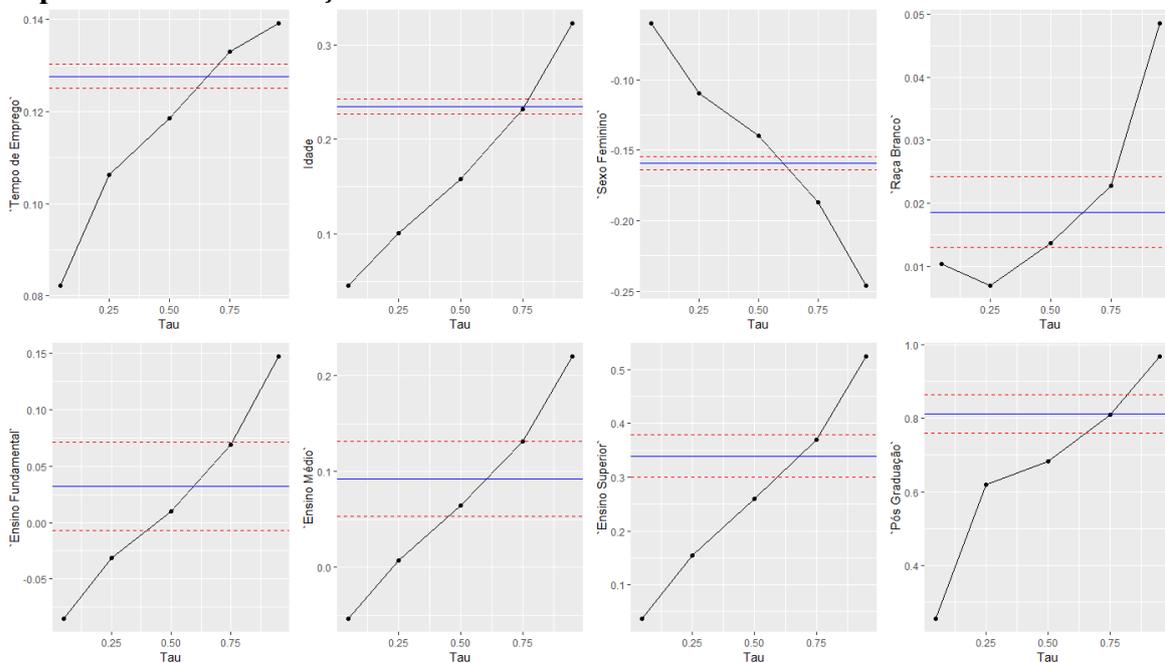
Tabela 6 - Resultados da regressão quantílica

Variável dependente: Salário Médio Mensal em 2016 por indivíduo	Quantil (τ)				
	0.05	0.25	0.5	0.75	0.95
Intercepto	6.5596 (24.1733)	6.3234*** (0.0541)	6.0836 (416.3730)	5.7944 (354.6066)	5.4152*** (0.0155)
Densidade Populacional	0.0096*** (0.0010)	0.0171*** (0.0023)	0.0190*** (0.0028)	0.0203*** (0.0033)	0.0160*** (0.0010)
Tamanho Médio dos Estabelecimentos	0.1062*** (0.0038)	0.1039*** (0.0092)	0.1094*** (0.0104)	0.1037*** (0.0146)	0.1300*** (0.0029)
Proporção da Indústria no Emprego Local	-0.1088*** (0.0060)	-0.0704*** (0.0202)	-0.0782*** (0.0249)	-0.0745** (0.0316)	-0.1748*** (0.0108)
Proporção da Administração Pública no Emprego Local	-0.0704*** (0.0086)	-0.0558** (0.0221)	-0.0631*** (0.0236)	-0.0536** (0.0268)	-0.1035*** (0.0109)
Índice de Hirschman-Herfindahl	-0.0002*** (0.0000)	-0.0003* (0.0001)	-0.0003 (0.0001)	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0000)
Fronteira	-0.0080** (0.0034)	0.0028 (0.0109)	-0.0026 (0.0140)	-0.0020 (0.0135)	0.0887*** (0.0096)
Litoral	0.0276*** (0.0029)	0.0209* (0.0085)	0.0255*** (0.0090)	0.0246* (0.0127)	0.0475*** (0.0021)
Temperatura	0.0008 (0.0010)	-0.0072* (0.0039)	-0.0097** (0.0040)	-0.0172*** (0.0044)	-0.0193*** (0.0010)
Pluviosidade	0.0088*** (0.0010)	0.0106*** (0.0028)	0.0101*** (0.0025)	0.0094*** (0.0022)	0.0072*** (0.0005)
Tempo de Emprego	0.0822*** (0.0009)	0.1062*** (0.0038)	0.1186*** (0.0037)	0.1329*** (0.0026)	0.1392*** (0.0021)
Idade	0.0455*** (0.0034)	0.1014*** (0.0065)	0.1585*** (0.0088)	0.2318*** (0.0121)	0.3229*** (0.0045)
Mulher	-0.0599*** (0.0017)	-0.1096*** (0.0043)	-0.1397*** (0.0056)	-0.1867*** (0.0065)	-0.2461*** (0.0021)
Branco	0.0103 (0.0021)	0.0069 (0.0046)	0.0136** (0.0065)	0.0228*** (0.0061)	0.0486*** (0.0025)
Ensino Fundamental	-0.0854*** (0.0123)	-0.0314 (0.0212)	0.0100 (0.0194)	0.0689** (0.0310)	0.1476*** (0.0086)
Ensino Médio	-0.0536*** (0.0129)	0.0077 (0.0213)	0.0645*** (0.0195)	0.1314*** (0.0310)	0.2203*** (0.0073)
Ensino Superior	0.0365*** (0.0137)	0.1551*** (0.0233)	0.2603*** (0.0204)	0.3693*** (0.0363)	0.5250*** (0.0077)
Pós-Graduação	0.2540*** (0.06939)	0.6196*** (0.0862)	0.6830*** (0.0901)	0.8105*** (0.0622)	0.9693*** (0.0384)
dummies Setores	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
dummies Estados	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
dummies Mesorregiões	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
dummies Ocupações	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	14,440	14,440	14,440	14,440	14,440

Fonte: Elaborado pelos autores (2019). * significativo a um nível de 10%, ** significativo a um nível de 5%, *** significativo a um nível de 1%

Controles como o tamanho médio dos estabelecimentos e o índice de Hirschman-Herfindahl apresentaram pouca variação ao longo dos quantis. Para o tamanho médio dos estabelecimentos houve um aumento de 0.1039 a 0.1300 entre a menor e a maior elasticidade. Já o índice de Hirschman-Herfindahl apresentou significância apenas nos quantis de 0.05, 0.25, com alteração modesta em relação à regressão linear. Os impactos da participação da indústria e da administração pública sobre o emprego local apresentaram variação pequena entre os quantis de 0.05 a 0.75, com uma queda acentuada no quantil de 0.95, como é possível observar na Figura 3.

Figura 4 - Resultados da regressão quantílica para as variáveis Tempo de Emprego, Idade, Sexo Feminino, Raça ou cor branco, Ensino Fundamental, Ensino Médio, Ensino Superior e Pós-Graduação



Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Com respeito às características locais, a existência de fronteiras apresentou impacto significativo apenas para o quantil de 0.05, sendo nesse caso negativo, e 0.95, onde o parâmetro estimado foi positivo. O resultado indica ganho salarial para municípios com essa característica apenas para os indivíduos com maiores salários. A presença de litoral nos municípios apresentou coeficientes positivos para todos os quantis, com a magnitude crescendo para o quantil de 0.95. A temperatura não apresentou significância para o quantil de 0.05, tendo seu efeito negativo variando de -0.0193 a -0.0072 nos demais quantis. A pluviosidade apresentou efeito positivo em todos os quantis, com maiores valores na mediana e no quantil de 0.25.

2.3.3 Resultados da regressão não-paramétrica

Na estimação não paramétrica, optou-se pela utilização de menos variáveis que nas demais estimações, para evitar problemas associados a dimensionalidade. Assim sendo, como variáveis contínuas utilizou-se o logaritmo da densidade populacional, do tamanho médio dos estabelecimentos locais, o tempo médio de emprego do indivíduo, a idade do indivíduo e o índice de Hirschman-Herfindahl. As variáveis categóricas utilizadas foram sexo, raça ou cor, ocupação e escolaridade, sendo a última ordinal. As *bandwidths* estimadas para cada variável encontram-se na Tabela 7.

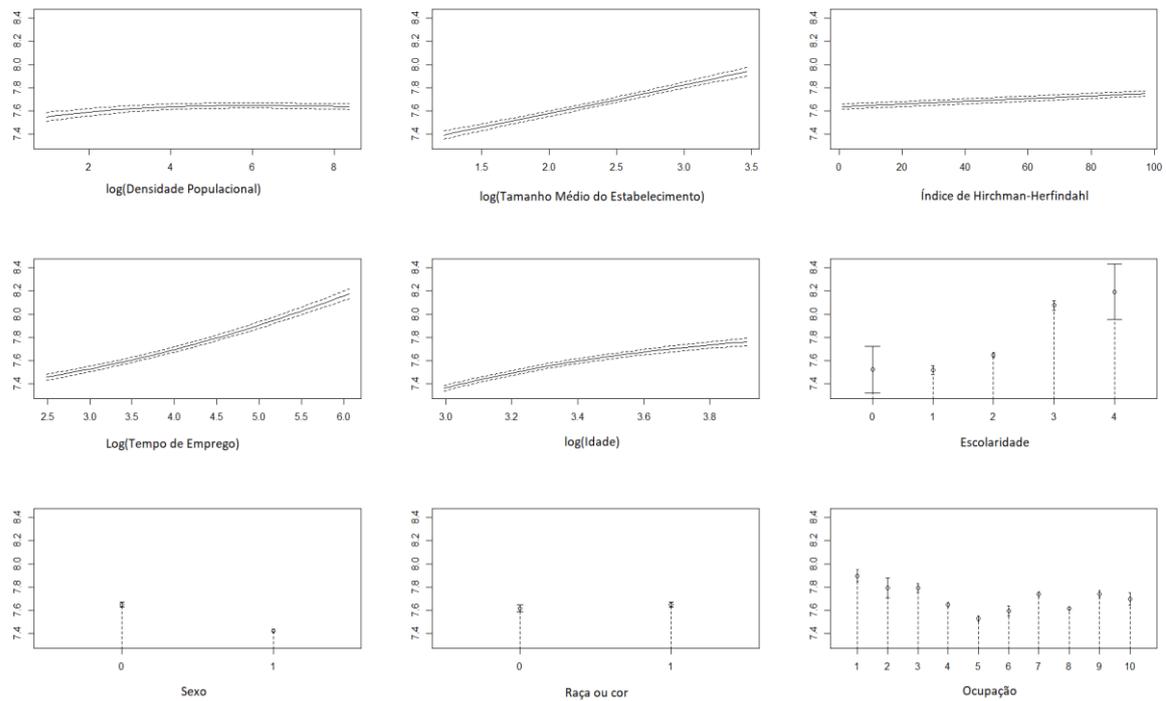
Tabela 7 - *Bandwidths* estimadas para a regressão não paramétrica

Variável	Bandwidth
Densidade Populacional	3.0189
Tamanho Médio dos Estabelecimentos	0.7447
Índice de Hirschman-Herfindahl	9,183,000.0000
Tempo de Emprego	1.2976
Idade	0.3371
Sexo	0.0198
Raça ou cor	0.2951
Escolaridade	0.0362
Ocupação	0.1166
R ²	0.5429
Observações	14,440

Fonte: Elaborado pelos autores (2019)

A Figura 5 apresenta a relação entre o logaritmo dos salários estimado e as variáveis independentes utilizadas, sendo a linha pontilhada o intervalo de confiança de 95% estimado. É possível observar que a densidade populacional possui relação positiva, porém decrescente, tornando-se negativa apenas para os valores mais elevados. O resultado indica retornos salariais decrescentes em relação a densidade populacional, com a elasticidade sendo maior para as menores densidades.

Figura 5 - Resultado da estimação não-paramétrica

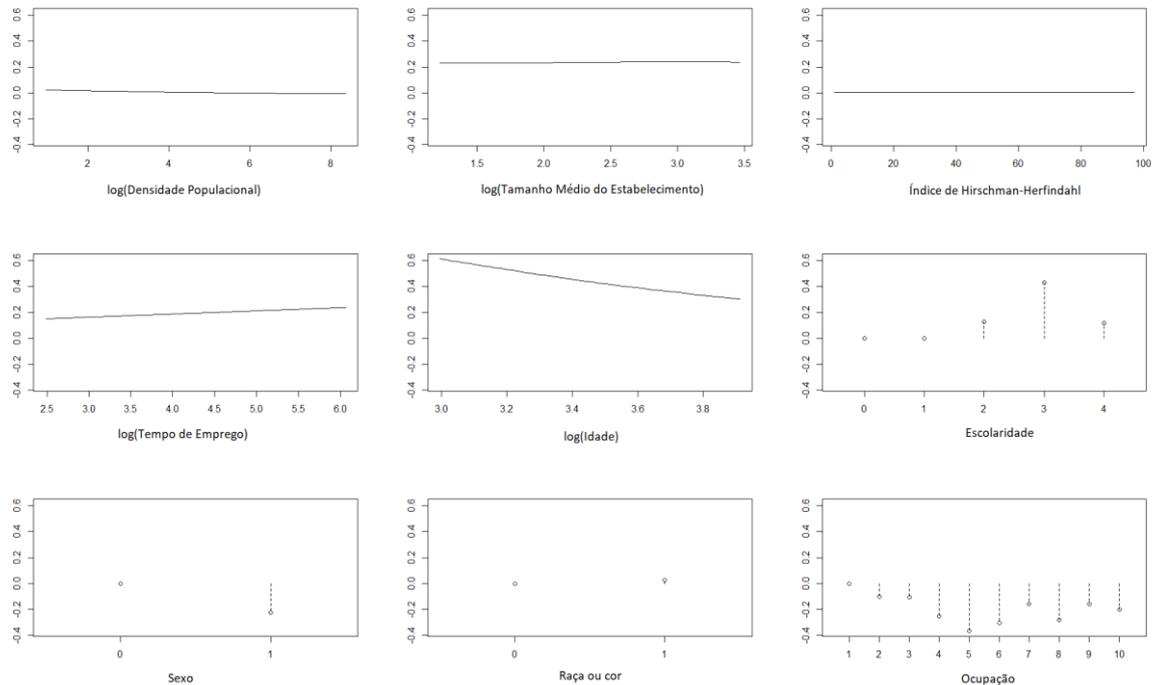


Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Com respeito às demais variáveis, o tamanho médio dos estabelecimentos e o índice de Hirschman-Herfindahl apresentaram relação positiva próxima da linear. A idade dos indivíduos apresentou relação positiva, porém decrescente e o tempo de emprego positiva e crescente. Quanto às variáveis categóricas, o sexo masculino apresentou salário estimado superior, a escolaridade apresentou relação positiva e crescente até o nível superior, enquanto para raça ou cor a diferença foi pequena.

A Figura 6 apresenta os gradientes estimados para a regressão não paramétrica. Nesse caso, é possível perceber que a elasticidade dos salários em relação à densidade populacional é decrescente. A elasticidade média estimada foi de 0.0079, indo de um mínimo de -0.1344, nos valores mais elevados da densidade, até um máximo de 0.2261, nos valores menos elevados. A mediana da elasticidade estimada foi de 0.0102. Os resultados para a média e mediana foram próximos dos estimados nos modelos lineares, embora seja possível observar diferenças maiores nos extremos da densidade populacional.

Figura 6 - Gradientes estimados para a regressão não-paramétrica



Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

2.4 CONCLUSÃO

O presente estudo buscou estimar a existência de economias urbanas na região Sul do Brasil em 2016. Para tanto, utilizou-se três estimações com objetivos distintos para a elasticidade dos salários individuais em relação a renda, sendo a primeira uma estimação linear com controles para as dotações não humanas locais (geografia e clima), controles para características individuais e controles para a indústria/setor local. Além disso, para evitar problemas de endogeneidade associados a causalidade reversa entre salários e densidade populacional, utilizou-se das densidades populacionais de 1950 e 1960 como controles. Outro fator que poderia gerar viés na estimação é o processo de *sorting*. O controle para o *sorting* foram 2,571 *dummies* ocupacionais. A amostra utilizada cobriu 144,408 indivíduos, distribuídos em 1,032 municípios, com emprego formal. Ao utilizar variáveis instrumentais reduziu-se o número de observações dada a inexistência de alguns municípios para a densidade defasada. Nesse caso, para as estimações com a densidade populacional em 1960 utilizou-se de 120,971 indivíduos em 414 municípios. Já para a densidade populacional em 1950 foram 99,247 indivíduos e 224 municípios.

Para as estimações lineares os resultados para a elasticidade variaram de 0.0198 para a estimação por MQO sem controles ocupacionais a 0.0044 para a estimação com a densidade em 1950 como instrumento e as ocupações como controle. Todos os resultados para a elasticidade dos salários em relação à densidade populacional foram positivos e estatisticamente significativos. A redução do parâmetro quando utilizada a densidade em 1950 pode estar também associada a redução no número de municípios utilizados e não apenas a superestimação do coeficiente, dado que a estimativa por MQO utilizando a mesma amostra já apresentava elasticidade inferior. Para a amostra com a densidade em 1960 a estimação por MQO manteve-se próxima daquela com a amostra completa.

O segundo aspecto do prêmio salarial urbano testado foi a distribuição da elasticidade ao longo da distribuição salarial. Nesse caso utilizou-se de uma regressão quantílica para os quantis de 0.05, 0.25, 0.50, 0.75 e 0.95, com controles similares aos das regressões lineares. Observou-se que a elasticidade cresceu do quantil de 0.05, onde foi estimada em 0.0096, até chegar ao máximo de 0.0203 no quantil de 0.75 e decaindo para o quantil de 0.95 (estimada em 0.0160). Para a estimação quantílica, utilizou-se de 14,440 observações. Os resultados indicam uma maior sensibilidade dos salários em relação à densidade populacional para as faixas salariais superiores, fator que pode induzir inclusive ao crescimento da desigualdade em grandes centros urbanos, fator analisado, por exemplo, por Baum Snow e Pavan (2013).

O terceiro aspecto analisado no trabalho está associado à possível não linearidade na relação entre salários e densidade populacional. Nesse caso, seria possível a existência de retornos decrescentes nos salários ao aumentar a densidade populacional e não constantes como imposto pela forma funcional linear. Para observar esse aspecto utilizou-se de uma estimação não paramétrica novamente com 14,440 observações. Os resultados apresentaram um formato crescente, porém côncavo, para o logaritmo dos salários como função do logaritmo da densidade populacional, tornando-se decrescente apenas para as densidades mais elevadas. A estimação das derivadas parciais, correspondentes à elasticidade, apresentou média de 0.0079 e comportamento decrescente. Os resultados indicaram a existência de retornos positivos, mas decrescentes dos salários em relação às densidades populacionais, pelo menos para a maior parte dos valores da densidade populacional.

Em resumo, os resultados encontrados indicam uma elasticidade dos salários em relação à densidade populacional positiva e significativa para a densidade populacional, mesmo utilizando de controles para o *sorting* e variáveis instrumentais. Ao considerar a elasticidade ao longo da distribuição salarial observou-se uma sensibilidade maior para a faixa de salários mais

elevados. Já a estimação não-paramétrica indicou a existência de um formato côncavo para o logaritmo dos salários como função do logaritmo das densidades, o que indica que uma forma funcional linear pode não ser a mais adequada para a estimação dos prêmios salariais urbanos.

3 HIERARQUIA URBANA E DIFERENCIAIS SALARIAIS NA REGIÃO SUL DO BRASIL, 2003-2016.

A influência exercida pelos centros urbanos em relação às regiões vizinhas e o alcance dessa influência geram uma hierarquia de centros urbanos. No topo das hierarquias urbanas encontram-se as cidades com maior aglomeração média. Fatores como a densidade populacional, o tipo de estrutura industrial e a distribuição da densidade das habilidades individuais são alguns dos aspectos determinantes para a posição das cidades em uma hierarquia urbana.

É possível associar alguns resultados da literatura em economia urbana à posição hierárquica relativa das cidades. O primeiro resultado, por exemplo, indica que as aglomerações urbanas maiores oferecerão salários em média maiores do que as demais aglomerações, como observado em Glaeser e Maré (2001) e Combes, Duranton e Gobillon (2008). Outro resultado dessa literatura acrescenta que, além de um crescimento médio nos salários para maiores aglomerações, a desigualdade salarial entre aglomerações distintas também irá crescer, como observado por Glaeser, Resseger e Tobio (2009) e Baum-Snow e Pavan (2013).

O presente trabalho tem como objetivo analisar o comportamento dos diferenciais salariais, tanto em termos de média quanto de dispersão, entre diferentes níveis de hierarquia urbana, na região Sul do Brasil, para dois anos distintos, 2003 e 2016. Para a definição de hierarquias urbanas utilizou-se da proposta do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, com a Zona de Influência das Cidades (IBGE, 2008). Os critérios de classificação utilizados privilegiam a função de gestão do território, observando níveis de centralidade dos poderes Executivo e Judiciário, a presença ou não de diferentes equipamentos e serviços e centralidade empresarial. Assim sendo, foram definidos, para o presente trabalho, uma hierarquia urbana com oito níveis hierárquicos.

Utilizou-se métodos de decomposição salarial com o propósito de comparar a diferença salarial entre o grupo de maior aglomeração média ou influência e as demais hierarquias urbanas. Na primeira etapa foi testada diferença entre o logaritmo dos salários médios para diferentes hierarquias utilizando o método proposto por Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Na etapa seguinte foi realizada uma estimação das diferenças entre as desigualdades salariais entre quantis distintos da distribuição dos salários, para diferentes hierarquias, utilizando a metodologia proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2009). Por fim, observou-se a evolução da

desigualdade salarial dentro de cada hierarquia entre 2003 e 2016, a partir do método proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996).

De maneira geral, os resultados indicam um crescimento nas diferenças salariais médias na estrutura das hierarquias urbanas, com maiores salários médios observados na maior aglomeração média. A dispersão salarial também se mostrou maior para o topo das hierarquias urbanas, tanto em 2003 quanto em 2016. Do ponto de vista da desigualdade intra-hierarquias, houve uma redução na dispersão salarial entre 2003 e 2016.

O artigo possui a seguinte estrutura: a seção 2 descreve uma breve revisão da literatura sobre hierarquias urbanas, aglomerações urbanas e salários. A seção 3 apresenta a descrição dos modelos econométricos bem como os dados utilizados. A seção 4 apresenta os resultados das estimações, enquanto a seção 5 descreve uma breve conclusão.

3.1 REVISÃO DA LITERATURA

Desde os trabalhos de Christaller (1966) e Lösch (1967), a literatura em economia urbana preconiza a existência de hierarquias urbanas, nas quais as cidades exercem influência espacial diferenciada de acordo com seu tamanho, sua estrutura industrial e a densidade espacial das habilidades individuais locais. Como apontado por Abdel-Rahman e Anas (2004), a evolução das teorias sobre o formato dos sistemas urbanos sofreu ao longo do tempo diversas influências, entre as quais as da economia urbana tradicional, como em Henderson (1974), em que a posição das cidades na hierarquia urbana depende, fundamentalmente, das relações existentes entre economias e deseconomias urbanas, associadas a diversas externalidades e efeitos de escala presentes nas cidades.

Outros modelos como o de Krugman (1991) enfatiza o papel da competição imperfeita e do comércio na assimetria entre diferentes unidades espaciais.

De maneira geral, as cidades no topo da hierarquia urbana irão apresentar maiores aglomerações. Os modelos como os de Henderson (1974) e Krugman (1991) preveem, então, que ganhos produtivos associados, por exemplo, a incidência de externalidades marshalianas, sintetizadas em Duranton e Puga (2004), irão propiciar a esses centros a possibilidade de oferecer um mercado de trabalho com salários médios maiores. Os trabalhos empíricos de Ciccone e Hall (1996), Glaeser e Maré (2001), Combes, Duranton e Gobillon (2008), de la Roca e Puga (2017) e Baum-Snow e Pavan (2012), dentre outros, mostram um crescimento na produtividade total dos fatores e, conseqüentemente, nos salários médios associados à

densidade populacional urbana observada. Dessa forma, pode-se sustentar que, em média, os salários aumentam em níveis hierárquicos superiores que, normalmente, apresentam maiores densidades populacionais e estrutura industrial e composição da força de trabalho mais diversificadas e complexas.

No entanto, um aspecto menos explorado por essa literatura é a análise da existência ou não da relação entre a presença de aglomerações e a distribuição das rendas urbanas. Ou seja, há a necessidade de se analisar se as aglomerações aumentam as desigualdades dentro da própria cidade. Entre os modelos teóricos que abordam essa relação aglomeração-desigualdades urbanas pode-se citar Behrens e Robert-Nicoud (2014), Behrens, Duranton e Robert-Nicoud (2014) e Davis e Dingle (2019).

Nesse contexto é crucial a inter-relação entre economias de aglomeração e escolhas individuais associadas ao processo de *sorting* e *selection*. No processo de *sorting* indivíduos escolhem a localidade de maneira heterogênea. Como a competição é maior em ambientes com aglomeração, a tendência é que agentes mais produtivos ou com maiores habilidades se concentrem de maneira desproporcional em cidades maiores. A escolha associada ao *sorting* ocorre *ex-ante* aos resultados econômicos individuais.

Já o processo de *selection* se dá *ex-post*, de forma que uma determinada porcentagem de agentes econômicos obterá sucesso ou não na localidade escolhida, de acordo com suas características. Assim sendo, os retornos locais dependem da heterogeneidade individual, de tal forma que ao ignorar os efeitos de composição local pode-se sobre-estimar os efeitos de aglomeração sobre salários médios ou desigualdade local, por exemplo.

Eeckhout, Pinheiro e Schmidheiny (2014) analisando a distribuição espacial das habilidades individuais e o processo de *sorting* nos EUA observaram que as maiores cidades atraem de maneira desproporcional tanto os indivíduos com maiores habilidades quanto os indivíduos com menores habilidades. O efeito direto dessa distribuição que se configura assimétrica é o crescimento das desigualdades salariais ou de renda maiores nas grandes cidades.

Glaeser, Resseger e Tobio (2009) analisaram a desigualdade na distribuição de renda local via índice de Gini em áreas metropolitanas americanas. Observaram que, para o ano de 2000, a desigualdade observada apresentou relação positiva com a população das áreas. Outros fatores com impacto relevante sobre a desigualdade foram a distribuição espacial das habilidades e a remuneração diferente das habilidades, definidas através de tendências históricas e padrões de migração existentes. Glaeser, Resseger e Tobio (2009) observaram

também uma relação positiva entre o índice de Gini em 1980 e a taxa de assassinatos nas áreas metropolitanas, e uma relação negativa entre o índice de Gini e o crescimento populacional e de renda entre 1980 e 2000.

Na mesma linha, Baum-Snow e Pavan (2013) observaram que, entre 1979 e 2007, houve uma relação positiva entre a desigualdade salarial e o tamanho das cidades americanas. Além disso, apontaram que o crescimento da desigualdade urbana possui relação direta com a desigualdade salarial geral no país. Para tanto, utilizaram dados do censo em onze níveis urbanos e métodos de decomposição salarial e efeitos de tratamento quantílicos propostos por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), Lemieux (2006) e Athey e Imbens (2006). Controlando par as habilidades observáveis e não observáveis, encontraram um fortalecimento na relação entre desigualdade salarial e tamanho das cidades ao longo do período analisado. Segundo os autores, a concentração desproporcional das habilidades em cidades maiores explica boa parte da desigualdade salarial observada. Ainda encontraram que tanto o preço quanto a quantidade das habilidades não observáveis crescem com o tamanho e a complexidade das aglomerações urbanas e da composição industrial local.

Baum-Snow, Freedman e Pavan (2018) observaram os mecanismos que levaram a um maior crescimento nas desigualdades salariais em grandes cidades americanas entre 1980 e 2007. Os autores destacam as complementaridades entre capital e habilidades dos indivíduos e tecnologias intensivas em habilidades na formação das desigualdades nos grandes centros urbanos. Os resultados indicam que os fatores associados às economias de aglomeração explicam pelo menos 80% do crescimento mais acelerado das desigualdades nas grandes cidades.

Para o Brasil, trabalhos como os de Barros, Fogel e Ulysea (2006) reportam uma queda na desigualdade de renda no Brasil nas últimas décadas. Cruz e Naticchioni (2012) observam que a queda no prêmio salarial urbano pode ter sido importante na redução dessas desigualdades em anos recentes. Os resultados utilizando regressões lineares e quantílicas para os anos de 2002 e 2009 apresentaram redução no prêmio salarial urbano, em especial para o decil superior da renda, se comparado ao decil inferior.

3.2 MODELOS E VARIÁVEIS UTILIZADOS

A presente seção apresenta os métodos de decomposição utilizados para observar as diferenças salariais entre Hierarquias Urbanas distintas no Sul do Brasil em 2003 e 2016, bem como as variáveis utilizadas.

3.2.1 Modelos

Para observar a diferença salarial média entre diferentes hierarquias o modelo escolhido foi o proposto por Oaxaca (1973) e Blinder (1973). A análise das diferenças nas distribuições salariais ou desigualdade salarial entre hierarquias utilizou-se do modelo proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2009), tomando como indicador as diferenças entre os quantis 90-10, 90-50 e 50-10 para diferentes hierarquias. Para observar a evolução das desigualdades salariais intra-hierarquias para os anos de 2003 e 2016 utilizou-se o método de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996).

Para os métodos utilizados, o de Oaxaca-Blinder e Firpo, Fortin e Lemieux (2009) apresentam decomposições detalhadas, nos quais pode-se observar a participação de cada variável utilizada nos efeitos atribuídos e não atribuídos ao modelo. O método de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) apresenta a decomposição dividida apenas em efeito de composição e de estrutura salarial, trata-se, portanto, de uma decomposição não detalhada. As estimações foram realizadas utilizando o software estatístico Stata.

Para as regressões, oito níveis hierárquicos urbanos foram definidos pela IBGE na Zona de Influência das Cidades (IBGE, 2008) sendo eles Metrópole/Capital Regional A; Capital Regional B; Capital Regional C; Centro Subregional A; Centro Subregional B; Centro de Zona A; Centro de Zona B e Outros.

Para todas as análises comparou-se o grupo de maior aglomeração média ou influência, ou seja, a hierarquia Metrópole/Capital Regional A com os demais níveis de hierarquias e utilizou-se como variável dependente o logaritmo dos salários reais em dezembro a preços de 2003 ponderado pelas horas semanais contratadas. Como variáveis independentes utilizou-se o logaritmo da idade dos trabalhadores, o logaritmo do tempo de emprego em meses e *dummies* para o sexo e a escolaridade do trabalhador e *dummies* para o tamanho do estabelecimento, ocupação, setor e Estado em que o indivíduo trabalhava.

3.2.1.1 Diferencial salarial médio entre Hierarquias Urbanas: O modelo de Oaxaca-Blinder

O método de Oaxaca-Blinder¹ tem como objetivo decompor a diferença nos salários médios entre dois grupos distintos de indivíduos. Nesse caso, assume-se que os salários (Y), para as hierarquias $g = A, B$, com B representando Metrópole/Capital Regional A e A alguma outra hierarquia, é linear e separável em características observáveis e não observáveis:

$$Y_g = X\beta_g + v_g \quad (14)$$

Com a hipótese de que $E(v_g|X) = 0$. Assumindo $D_B = 1$ como um indicador dos membros pertencentes ao grupo B . Tomando os valores esperados condicionados a X , a diferença salarial média total Δ_O^μ pode ser expressa por:

$$\Delta_O^\mu = E[Y_B|D_B = 1] - E[Y_A|D_B = 0] \quad (15)$$

$$\Delta_O^\mu = E(E[Y_B|D_B = 1]|X, D_B = 1) - E(E[Y_A|D_B = 0]|X, D_B = 0) \quad (16)$$

$$\Delta_O^\mu = [E(X|D_B = 1)\beta_B + E(v_B|D_B = 1)] - [E(X|D_B = 0)\beta_A + E(v_A|D_B = 0)] \quad (17)$$

Com $E(v_B|D_B = 1) = E(v_A|D_B = 0) = 0$, e adicionando-se e subtraindo-se os salários médios contrafactuais dos trabalhadores do grupo B sob a estrutura salarial do grupo A , $E(X|D_B = 1)\beta_A$, tem-se:

$$\Delta_O^\mu = E(X|D_B = 1)\beta_B - E(X|D_B = 1)\beta_A + E(X|D_B = 1)\beta_A - E(X|D_B = 0)\beta_A \quad (18)$$

$$\Delta_O^\mu = E(X|D_B = 1)(\beta_B - \beta_A) + [E(X|D_B = 1) - E(X|D_B = 0)]\beta_A \quad (19)$$

$$\Delta_O^\mu = \Delta_S^\mu + \Delta_X^\mu \quad (20)$$

Substituindo os parâmetros pelos seus valores estimados e os valores esperados por suas médias amostrais a diferença salarial média pode ser expressa por:

$$\hat{\Delta}_O^\mu = \bar{X}_B(\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + (\bar{X}_B - \bar{X}_A)\hat{\beta}_A \quad (21)$$

$$\hat{\Delta}_O^\mu = \hat{\Delta}_S^\mu + \hat{\Delta}_X^\mu \quad (22)$$

¹ Uma exposição detalhada dos modelos utilizados pode ser vista em Firpo, Fortin e Lemieux (2011).

Onde $\hat{\Delta}_S^\mu$ representa o efeito da estrutura salarial e $\hat{\Delta}_X^\mu$ o efeito de composição das diferenças salariais totais. O efeito composição apresenta a parcela dos diferenciais salariais totais que se deve a diferenças na distribuição média das variáveis independentes entre os grupos distintos. Já o efeito da estrutura salarial é a parcela das diferenças salariais totais causada pela diferença nos parâmetros associados a cada variável independente entre os grupos. Nesse caso, $\hat{\Delta}_S^\mu$ expressa a diferença salarial média motivada pela hierarquia urbana ao qual o indivíduo trabalha. Um exemplo de aplicação do método de Oaxaca-Blinder para a diferença salarial de gênero pode ser visto em O'Neil e O'Neil (2006), contudo essa literatura empírica é vasta.

3.2.1.2 Desigualdade Salarial entre Hierarquias Urbanas: O modelo de Firpo, Fortin e Lemieux (2009)

O método proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2009), é similar a regressão padrão, com a diferença de que a variável dependente é substituída por uma função de influência da estatística de interesse. Considerando $IF(y; v)$ a função de influência do salário observado y para a distribuição estatística de interesse $v(F_Y)$, a função de influência re-centralizada é definida por $RIF(y; v) = v(F_Y) + IF(y; v)$. Pela abordagem mais simples, assume-se que a esperança condicional da função $RIF(Y; v)$ possui relação linear com as variáveis explanatórias, de forma que:

$$E[RIF(Y, v)|X] = X\gamma \quad (23)$$

Os parâmetros γ podem ser estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para os quantis, a função de influência pode ser expressa por $IF(Y, Q_\tau) = (\tau - \mathbb{1}\{Y \leq Q_\tau\})/f_Y(Q_\tau)$, com $\mathbb{1}\{\cdot\}$ sendo uma função indicadora, $f_Y(\cdot)$ a densidade marginal da distribuição de Y e Q_τ o τ -ésimo quantil populacional da distribuição não condicional de Y . Assim sendo, a função de influência re-centralizada torna-se:

$$RIF(y, Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau - \mathbb{1}\{Y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)} = c_{1,\tau} \cdot \mathbb{1}\{Y > Q_\tau\} + c_{2,\tau} \quad (24)$$

Onde $c_{1,\tau} = 1/f_Y(Q_\tau)$ e $c_{2,\tau} = Q_\tau - c_{1,\tau} \cdot (1 - \tau)$. Exceto para $c_{1,\tau}$ e $c_{2,\tau}$, a *RIF* para os quantis é uma função indicadora $\mathbb{1}\{Y \leq Q_\tau\}$ para quando a variável é menor ou igual ao quantil Q_τ . Como expresso por Firpo, Fortin e Lemieux (2011), no caso dos quantis, a estimação da *RIF* pode ser feita inicialmente computando o quantil amostral \hat{Q}_τ e estimando a densidade no ponto usando métodos kernel. A estimação da *RIF* para cada observação, $\widehat{RIF}(Y_i, Q_\tau)$ é obtida plugando as estimativas \hat{Q}_τ e $\hat{f}(\hat{Q}_\tau)$ na equação (24). Utilizando os coeficientes da regressão quantílica não condicional para cada grupo:

$$\hat{Y}_{g,\tau} = \left(\sum_{i \in g} X_i \cdot X_i^T \right)^{-1} \cdot \sum_{i \in g} \widehat{RIF}(Y_{gi}; Q_{g,\tau}) \cdot X_i, \quad g = A, B \quad (25)$$

De onde pode-se escrever uma decomposição equivalente a Oaxaca-Blinder para qualquer quantil condicional:

$$\hat{\Delta}_O^\tau = \bar{X}_B (\hat{Y}_{B,\tau} - \hat{Y}_{A,\tau}) + (\bar{X}_B - \bar{X}_A) \hat{Y}_{A,\tau} \quad (26)$$

$$\hat{\Delta}_O^\tau = \hat{\Delta}_S^\tau + \hat{\Delta}_X^\tau \quad (27)$$

Nesse caso, utilizou-se o diferencial entre os quantis 90-10, 90-50 e 50-10 para observar a desigualdade salarial entre as hierarquias urbanas, ou seja, para observar se a desigualdade salarial cresce com a aglomeração dos municípios. Uma aplicação do método proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2009) pode ser visto em Heywood e Parent (2009), para a diferença salarial por raça.

3.2.1.3 Desigualdade Salarial intra Hierarquias Urbanas: O modelo de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996)

Para a desigualdade intra-hierarquias utilizou-se uma estimação que observa a diferença na desigualdade salarial entre 2003 e 2016. Para a decomposição em quantis, como proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), e seguindo Firpo, Fortin e Lemieux (2011), assume-se que a estatística associada a distribuição de interesse seja $v(F_{Y_g|D_g})$, para $g = A, B$, onde agora, $B = 2016$ e $A = 2003$, e a decomposição pode ser expressa por:

$$\Delta_O^v = \left[v(F_{Y_B|D_B}) - v(F_{Y_A^C|D_B}) \right] + \left[(F_{Y_A^C|D_B}) - v(F_{Y_A|D_A}) \right] \quad (28)$$

$$\Delta_O^v = \Delta_S^v + \Delta_X^v \quad (29)$$

Onde $F_{Y_A^C|D_B}$ é a distribuição contrafactual, que apresenta os salários que prevaleceriam para os trabalhadores do grupo B se fossem pagos como os trabalhadores do grupo A .

Como observam Firpo, Fortin e Lemieux (2011), a decomposição salarial para além de medidas resumo, como a média e a variância, em geral ocorre via decomposição de vários quantis, ou a diferença entre quantis. No entanto, a lei das expectativas iteradas não vale no caso dos quantis, de forma que o τ -ésimo quantil da distribuição não condicional de Y_g difere da esperança do quantil condicional correspondente, $Q_{g,\tau} \neq E_X[Q_{g,\tau}(X)]$. Nesse caso, é preciso conhecer toda a distribuição de Y_g dado X para computar os quantis $Q_{g,\tau}$. Assim, para os grupos $g = A, B$:

$$\tau = F_{Y_g}(Q_{g,\tau}) = E \left[F_{Y_g|X_g}(Q_{g,\tau}|X) \right] = \int F_{Y_g|X_g}(Q_{g,\tau}|X) dF_{X_g}(X) \quad (30)$$

Onde $F_{Y_g|X_g}(\cdot)$ é a distribuição acumulada de Y dado X para o grupo g . As distribuições contrafactuais podem ser obtidas invertendo a distribuição de probabilidade, de forma que $Q_{A,\tau}^C = F_{Y_A^C}^{-1}(\tau)$. A distribuição contrafactual irá misturar as características do grupo B com a estrutura de salários do grupo A :

$$F_{Y_A^C}(y) = \int F_{Y_A|X_A}(y|X) dF_{X_B}(X) \quad (31)$$

A abordagem sugerida por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) para a estimação da distribuição contrafactual pode ser expressa por:

$$F_{Y_A^C}(y) = \int F_{Y_A|X_A}(y|X) \Psi(X) dF_{X_A}(X) \quad (32)$$

Onde $\Psi(X) = dF_{X_B}(X)/dF_{X_A}(X)$ é um fator de re-pesagem estimado por métodos como logit e probit. Nesse caso, a distribuição contrafactual $F_{Y_A^C}(\cdot)$ é uma versão com re-pesagem da distribuição $F_{Y_A}(\cdot)$.

Para obter a estimativa de $\Psi(X)$ utiliza-se um modelo probit ou logit para obter a probabilidade estimada de se pertencer ao grupo B , de forma que:

$$\hat{\Psi}(X) = \frac{\widehat{Pr}(D_B = 1|X)/\widehat{Pr}(D_B = 1)}{\widehat{Pr}(D_B = 0|X)/\widehat{Pr}(D_B = 0)} \quad (33)$$

As densidades de probabilidade podem então ser estimadas utilizando métodos kernel, tanto para a distribuição de cada grupo quanto a contrafactual. Para o grupo A e para a distribuição contrafactual tem-se:

$$\hat{f}_{Y_A}(y) = \frac{1}{h \cdot N_A} \sum_{i \in A} K\left(\frac{Y_i - y}{h}\right) \quad (34)$$

$$\hat{f}_{Y_A^C}(y) = \frac{1}{h \cdot N_A} \sum_{i \in A} \hat{\Psi}(X_i) \cdot K\left(\frac{Y_i - y}{h}\right) \quad (35)$$

Onde h representa a *bandwidth* e N_A o número de observações em A . Para a abordagem de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), o impacto de uma série de fatores sobre as mudanças na distribuição salarial ao longo do tempo considerando um estado contrafactual em que a distribuição desses fatores permaneceu fixa no tempo. Chiquiar e Hanson (2005) utilizaram o método de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) para descrever as diferenças salariais entre imigrantes do México para os Estados Unidos e não imigrantes mexicanos.

3.2.2 Dados e Variáveis

Os dados utilizados foram extraídos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Foram coletados dados de trabalhadores com emprego formal em dezembro, com idades entre 20 e 50 anos e estando empregados há no mínimo 12 meses, resultando em 2,913,298 observações para 2003 e 4,444,000 para 2016. Para as estimações, a partir dados foram tomadas amostras aleatórias de 79,143 observações para

cada ano (aproximadamente 2,7% do total de observações existentes para 2003). Excluindo indivíduos com dados faltantes resultou numa amostra de 157,097 observações.

Dois aspectos motivaram a escolha do período de análise: primeiro, 2003 foi o primeiro ano em que se utilizou a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), definida pelo IBGE, em 2002; segundo, 2016 apresenta-se como adequado para a análise do quadro recente. Os dados individuais utilizados foram o salário real mensal em dezembro à preços de 2003 ponderado pelas horas semanais contratadas, o sexo do indivíduo, o Estado em que trabalhava, o tempo de emprego em meses, a idade do indivíduo, nove (9) níveis de escolaridade, dez (10) ocupações definidas pela CBO, o tamanho do estabelecimento em que o indivíduo trabalhava (agrupado em 9 níveis) e 17 setores econômicos associados ao emprego, definidos pelo CNAE (Classificação Nacional de Atividades Econômicas) de 1995.

Tabela 8 – Distribuição Populacional para Diferentes Hierarquias Urbanas

Hierarquia	Estatística	2003	2016	Hierarquia	Estatística	2003	2016
Metrópole/Capital Regional A	Máximo	1,864,416.00	1,671,194.00	Centro Subregional B	Máximo	124,557.00	83,666.00
	Mínimo	461,524.00	369,102.00		Mínimo	30,409.00	27,321.00
	Média	1,266,140.67	1,144,793.67		Média	61,635.29	52,150.57
	Mediana	1,472,482.00	1,394,085.00		Mediana	55,443.00	50,373.00
	Municípios	3.00	3.00		Municípios	14.00	14.00
	Desvio Padrão	591,021.18	560,041.98		Desvio Padrão	27,357.26	17,312.83
Capital Regional B	Máximo	554,601.00	467,334.00	Centro de Zona A	Máximo	113,833.00	91,858.00
	Mínimo	195,620.00	157,927.00		Mínimo	5,338.00	6,568.00
	Média	363,917.00	304,705.11		Média	42,182.26	38,104.10
	Mediana	334,002.00	277,144.00		Mediana	37,813.50	34,102.50
	Municípios	9.00	9.00		Municípios	49.00	49.00
	Desvio Padrão	127,741.27	105,449.97		Desvio Padrão	20,630.76	18,339.67
Capital Regional C	Máximo	342,053.00	331,372.00	Centro de Zona B	Máximo	83,324.00	94,114.00
	Mínimo	82,563.00	77,335.00		Mínimo	2,916.00	2,829.00
	Média	235,156.14	215,881.86		Média	22,565.24	20,724.29
	Mediana	226,988.00	201,446.00		Mediana	18,107.00	16,736.00
	Municípios	7.00	7.00		Municípios	79.00	79.00
	Desvio Padrão	81,544.28	76,259.84		Desvio Padrão	14,971.83	14,742.74
Centro Subregional A	Máximo	263,647.00	279,620.00	Outros	Máximo	339,979.00	317,442.00
	Mínimo	28,705.00	24,452.00		Mínimo	1,286.00	1,133.00
	Média	113,087.56	101,987.24		Média	12,667.55	11,494.25
	Mediana	102,087.00	92,736.00		Mediana	6,061.00	5,821.00
	Municípios	25.00	25.00		Municípios	999.00	999.00
	Desvio Padrão	48,446.32	49,983.38		Desvio Padrão	26,693.11	23,430.82

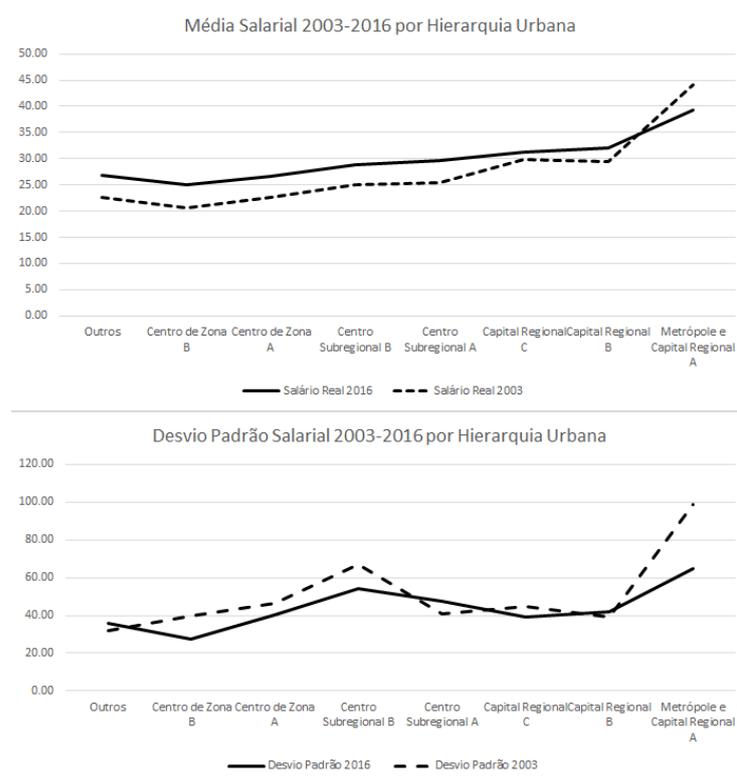
Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

As observações com dados individuais foram então adicionadas a oito grupos de municípios, constituindo uma hierarquia urbana baseada na Zona de Influência das Cidades (IBGE, 2008), que apresenta um quadro geral das redes urbanas brasileiras. Para a região Sul, utilizou-se apenas sete níveis hierárquicos, definidos pelo IBGE, mais um grupo constituído pelos municípios sem classificação. Os critérios de classificação utilizados privilegiaram a função de gestão do território, observando níveis de centralidade dos poderes Executivo e Judiciário em nível federal, presença de diferentes equipamentos e serviços e centralidade

empresarial. Os dois níveis superiores presentes na região Sul, Metrópole/Capital Regional A, foram agrupados de modo a conter as três capitais dos Estados da região Sul do Brasil. A Tabela 1, abaixo, apresenta os níveis hierárquicos e seus municípios constituintes.

A Tabela 8 apresenta a distribuição da população em cada Hierarquia Urbana em 2003 e 2016, respectivamente. Nesse caso, as médias populacionais decaem para cada nível. O padrão se repete para o desvio padrão exceto para os municípios sem classificação, em que a população entre os municípios possui maior dispersão. A metodologia adotada pelo IBGE não privilegia necessariamente a população local e sim o peso econômico e político em relação às regiões vizinhas. Assim, por exemplo, municípios como Canoas-RS que possuía 339,979 habitantes em 2016 não possui classificação, já que está na zona de influência de Porto Alegre-RS, enquanto Passo Fundo-RS, com 195,620 habitantes, é uma Capital Regional B.

Figura 7 – Média e Desvio Padrão dos Salários Reais por Hierarquia Urbana em 2003 e 2016



Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

A Figura 7 apresenta as médias amostrais para 2003 e 2016 dos salários reais mensais ponderados pelas horas contratadas semanais observadas. Observa-se um crescimento na média salarial para todas as hierarquias, tanto em 2003 quanto em 2016, exceto para o grupo sem

classificação (Outros). Os salários reais médios também cresceram de 2003 para 2016, menos para o grupo Metr pole/Capital Regional A.

Tabela 9 – Distribui o das Vari veis Independentes Cont nuas Utilizadas

Hierarquia	Vari�veis	Sal�rio Real por Hora Contratada em Dezembro		Idade		Tempo de Emprego em Meses	
		2003	2016	2003	2016	2003	2016
Metr�pole/Capital Regional A	M�dia	44.06	39.27	35.55	35.14	94.10	62.97
	Desvio Padr�o	98.45	64.74	6.96	8.05	82.37	59.10
	Observa�es	20,998.00	15,940.00	20,998.00	15,940.00	20,998.00	15,940.00
	M�nimo	1.84	2.68	20.00	20.00	12.00	12.00
	M�ximo	9,102.23	2,803.59	50.00	50.00	416.50	418.60
Capital Regional B	M�dia	29.49	32.02	33.75	34.04	67.77	60.58
	Desvio Padr�o	39.25	41.97	8.37	8.27	63.42	55.35
	Observa�es	10,236.00	11,997.00	10,236.00	11,997.00	10,236.00	11,997.00
	M�nimo	1.73	2.67	20.00	20.00	12.00	12.00
	M�ximo	818.00	1,357.46	50.00	50.00	427.80	412.20
Capital Regional C	M�dia	29.93	31.24	34.36	34.70	69.05	61.58
	Desvio Padr�o	44.65	39.22	8.45	8.18	64.87	55.90
	Observa�es	4,406.00	4,701.00	4,406.00	4,701.00	4,406.00	4,701.00
	M�nimo	1.70	2.80	20.00	20.00	12.00	12.00
	M�ximo	1,018.25	1,080.04	50.00	50.00	407.80	382.60
Centro Subregional A	M�dia	25.38	29.64	33.90	34.08	67.71	59.95
	Desvio Padr�o	40.65	47.54	8.33	8.41	61.15	54.09
	Observa�es	7,773.00	8,767.00	7,773.00	8,767.00	7,773.00	8,767.00
	M�nimo	1.76	2.76	20.00	20.00	12.00	12.00
	M�ximo	1,201.99	2,245.33	50.00	50.00	391.30	394.90
Centro Subregional B	M�dia	25.03	28.80	33.54	33.82	68.14	63.85
	Desvio Padr�o	67.15	54.19	8.30	8.34	65.21	58.27
	Observa�es	2,287.00	2,707.00	2,287.00	2,707.00	2,287.00	2,707.00
	M�nimo	2.18	2.75	20.00	20.00	12.00	12.00
	M�ximo	2,396.82	1,526.24	50.00	50.00	371.10	398.80
Centro de Zona A	M�dia	22.65	26.70	33.64	33.95	70.00	62.74
	Desvio Padr�o	46.25	40.04	8.31	8.31	63.52	58.18
	Observa�es	4,835.00	5,685.00	4,835.00	5,685.00	4,835.00	5,685.00
	M�nimo	1.73	2.76	20.00	20.00	12.00	12.00
	M�ximo	1,736.32	1,298.79	50.00	50.00	357.50	411.90
Centro de Zona B	M�dia	20.62	25.02	33.85	33.80	71.89	62.94
	Desvio Padr�o	39.80	27.46	8.47	8.42	65.08	59.06
	Observa�es	3,870.00	4,413.00	3,870.00	4,413.00	3,870.00	4,413.00
	M�nimo	1.89	2.68	20.00	20.00	12.00	12.00
	M�ximo	1,517.08	481.25	50.00	50.00	409.60	435.90
Outros	M�dia	22.65	26.78	33.73	33.96	67.15	59.63
	Desvio Padr�o	32.09	35.94	8.36	8.39	60.76	53.35
	Observa�es	23,579.00	24,903.00	23,579.00	24,903.00	23,579.00	24,903.00
	M�nimo	1.69	2.83	20.00	20.00	12.00	12.00
	M�ximo	1,390.30	2,805.55	50.00	50.00	407.50	419.80

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Com rela o   dispers o salarial, medida pelo desvio padr o, observa-se, para 2003, um crescimento nos n veis hier rquicos at  o grupo Centro Subregional B, com um decrescimento posterior at  Capital Regional B e por fim novo crescimento para o grupo Metr pole/Capital Regional A. O padr o   semelhante para 2016. Para tr s grupos o desvio padr o se mostrou maior em 2016 se comparado a 2003, sendo eles Outros, Centro Subregional A e Capital Regional B. Os m ximos e m nimos salariais tamb m podem ser visualizados na Tabela 9.

Em média as idades dos trabalhadores aumentaram de 2003 para 2016 para todas as hierarquias, salvo o Centro de Zona B e a Metrópole/Capital Regional A, sendo a última hierarquia a que apresentou maior média de idade para ambos os anos observados (Tabela 9). Entre 2003 e 2016, houve redução no tempo de emprego, tanto na média quanto no desvio padrão para todas as hierarquias, porém, houve aumento nos máximos para os grupos de menor aglomeração, a partir do Centro Subregional A.

Destaca-se na Tabela 10, um crescimento no percentual de indivíduos com Ensino Médio Completo, entre 2003 e 2016, para todas as hierarquias urbanas.

O percentual de indivíduos com Ensino Superior Completo também aumentou no período da pesquisa, exceto para o grupo Metrópole/Capital Regional A. Porém, de maneira geral houve uma queda no percentual de indivíduos com Ensino Fundamental Completo e Incompleto e no número de Analfabetos entre 2003 e 2016. O percentual de pessoas com maiores níveis de Escolaridade apresentou maiores magnitudes para as maiores hierarquias, em destaque o grupo Metrópole/Capital Regional A.

As ocupações Serviços Administrativos e Serviços, Vendedores do Comércio em Lojas e Mercados e profissionais das Ciências e das Artes cresceram em 2016 para o grupo Metrópole/Capital Regional A. Para as demais hierarquias a ocupação com a maior proporção de trabalhadores foi a de Bens e Serviços Industriais.

Por fim, observou-se queda no percentual de trabalhadores em estabelecimentos com mais de 1,000 trabalhadores. Houve também crescimento na participação das mulheres em todas as hierarquias com exceção de Outros e Metrópole/Capital Regional A. Destaca-se, por fim, a participação elevada dos setores de Comércio, Reparação de Veículos Automotores, Objetos Pessoais e Domésticos para ambos os períodos em todas as hierarquias, e uma queda na participação relativa do setor de Administração Pública, Defesa e Seguridade Social em todos os grupos.

3.3 RESULTADOS

A presente seção expõe os resultados das estimações para, respectivamente, a diferença salarial média entre hierarquias urbanas, a desigualdade salarial entre e intra hierarquias e a evolução dessas desigualdades entre 2003 e 2016.

Tabela 10 – Distribuição das Variáveis Categóricas Utilizadas no Modelo

Variáveis	Hierarquia Urbana	Metrópole e Capital Regional A		Capital Regional B		Capital Regional C		Centro Subregional A		Centro Subregional B		Centro de Zona A		Centro de Zona B		Outros	
		2003	2016	2003	2016	2003	2016	2003	2016	2003	2016	2003	2016	2003	2016	2003	2016
Escolaridade	Analfabetos	0.25%	0.16%	0.20%	0.22%	0.29%	0.09%	0.45%	0.19%	0.47%	0.13%	0.37%	0.23%	0.31%	0.50%	0.50%	0.21%
	Fundamental Incompleto	13.02%	6.05%	20.41%	6.70%	27.46%	9.31%	27.00%	9.62%	24.22%	9.34%	28.39%	10.97%	31.75%	12.23%	31.65%	11.74%
	Fundamental Completo	13.39%	8.36%	18.70%	10.93%	17.22%	9.95%	19.09%	9.71%	22.78%	11.96%	19.33%	10.00%	18.55%	12.05%	18.18%	12.58%
	Médio Incompleto	7.20%	6.12%	10.91%	7.47%	10.16%	7.18%	11.17%	8.50%	8.91%	7.97%	10.05%	8.47%	10.33%	8.63%	9.09%	8.91%
	Médio Completo	30.27%	47.55%	29.58%	47.00%	25.64%	49.43%	24.90%	46.74%	29.12%	48.50%	26.94%	48.23%	26.69%	46.72%	26.97%	48.62%
	Superior Incompleto	6.82%	6.30%	4.76%	7.41%	6.37%	6.65%	4.90%	7.40%	4.32%	5.35%	4.50%	6.06%	4.08%	5.61%	4.37%	5.35%
	Superior Completo	29.05%	24.41%	15.44%	19.39%	12.86%	16.27%	12.49%	16.77%	10.18%	15.73%	10.42%	15.40%	8.29%	13.86%	9.24%	12.34%
Mestrado	0.00%	0.72%	0.00%	0.76%	0.00%	0.74%	0.00%	0.79%	0.00%	0.84%	0.00%	0.52%	0.00%	0.38%	0.00%	0.21%	
Doutorado	0.00%	0.33%	0.00%	0.12%	0.00%	0.38%	0.00%	0.28%	0.00%	0.18%	0.00%	0.12%	0.00%	0.02%	0.00%	0.04%	
Estados	PR	44.29%	47.78%	34.73%	37.11%	19.21%	22.90%	42.94%	42.75%	11.95%	10.46%	30.74%	34.12%	23.29%	23.28%	33.25%	33.46%
	RS	41.79%	40.33%	28.16%	26.81%	66.86%	62.19%	30.59%	30.62%	14.95%	13.96%	46.14%	43.53%	47.36%	44.64%	40.40%	37.07%
	SC	13.92%	11.89%	37.11%	36.08%	13.93%	14.91%	26.47%	26.63%	73.10%	75.58%	23.12%	22.35%	29.35%	32.08%	26.35%	29.47%
Ocupações	Membros Superiores do Poder Público, Dirigentes de Organizações de Interesse Público e Profissionais das Ciências e das Artes	4.15%	4.96%	5.22%	4.61%	3.31%	4.12%	3.49%	3.99%	5.90%	4.43%	3.18%	3.37%	3.85%	3.39%	3.92%	3.88%
	Técnicos de Nível Médio	24.34%	14.23%	9.38%	10.23%	11.18%	10.16%	9.49%	9.20%	6.95%	8.34%	9.30%	6.52%	7.90%	6.02%	9.31%	5.07%
	Trabalhadores de Serviços Administrativos	13.71%	13.80%	12.18%	12.91%	10.77%	14.02%	10.51%	11.52%	9.39%	10.09%	8.90%	9.67%	9.93%	9.20%	10.40%	9.69%
	Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio em Lojas e Mercados	22.16%	24.24%	17.04%	21.99%	18.40%	20.84%	17.16%	21.27%	14.91%	19.32%	15.61%	20.29%	12.66%	17.40%	13.67%	17.58%
	Trabalhadores Florestais e da Pesca	20.11%	27.10%	17.55%	18.69%	20.47%	20.97%	19.68%	19.89%	18.62%	19.17%	17.93%	18.57%	17.93%	18.15%	17.00%	19.41%
	Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços Industriais I	0.18%	0.23%	1.42%	0.28%	0.77%	0.38%	2.75%	0.54%	3.97%	0.18%	2.15%	1.14%	1.83%	0.90%	1.87%	0.86%
	Trabalhadores da Produção de Bens e Serviços Industriais II	10.01%	11.24%	27.75%	22.66%	25.21%	21.33%	26.46%	22.77%	26.67%	24.63%	30.77%	27.38%	33.64%	30.52%	33.27%	32.59%
Trabalhadores Em Serviços de Reparação e Manutenção	1.93%	2.25%	4.66%	5.43%	5.99%	5.02%	5.99%	7.51%	8.83%	10.45%	8.19%	9.34%	8.65%	11.03%	6.84%	7.93%	
Tamanho do Estabelecimento	Menos de 5 Trabalhadores	3.41%	1.95%	4.80%	3.20%	3.90%	3.16%	4.47%	3.31%	4.76%	3.39%	3.97%	3.72%	3.61%	3.39%	3.72%	2.99%
	De 5 a 9 Trabalhadores	6.41%	8.04%	9.37%	9.69%	10.06%	10.81%	10.51%	11.27%	12.32%	12.71%	11.76%	12.21%	11.54%	15.13%	21.37%	12.82%
	De 10 a 19 Trabalhadores	6.37%	8.70%	9.23%	9.93%	9.21%	9.89%	9.66%	10.63%	12.81%	12.56%	9.74%	13.27%	8.04%	11.45%	9.74%	13.27%
	De 20 a 49 Trabalhadores	7.17%	10.29%	10.19%	12.13%	9.64%	13.01%	11.29%	13.71%	12.81%	14.11%	10.54%	13.98%	11.18%	15.13%	8.95%	12.79%
	De 50 a 99 Trabalhadores	8.55%	12.81%	13.31%	15.28%	14.43%	14.33%	13.54%	15.35%	15.12%	17.54%	12.40%	14.86%	12.63%	13.89%	11.39%	14.41%
	De 100 a 249 Trabalhadores	6.31%	8.40%	9.27%	10.44%	10.25%	9.87%	9.18%	10.33%	9.09%	9.30%	9.76%	8.84%	8.21%	8.24%	8.98%	9.84%
	De 250 a 499 Trabalhadores	7.71%	11.43%	10.39%	12.43%	13.68%	11.57%	11.51%	13.40%	10.27%	12.07%	11.74%	12.10%	10.28%	11.08%	17.13%	11.82%
	De 500 a 999 Trabalhadores	6.84%	8.23%	7.65%	8.20%	10.09%	10.76%	6.85%	8.81%	5.46%	8.64%	9.65%	8.90%	13.64%	6.93%	12.96%	8.79%
Mais de 1000	7.35%	8.45%	7.43%	6.86%	7.51%	6.53%	8.82%	6.13%	10.58%	5.54%	14.80%	8.28%	10.43%	5.05%	9.95%	8.10%	
Sexo	Homens	43.29%	23.65%	23.16%	15.04%	15.13%	13.23%	18.64%	10.37%	11.54%	7.53%	9.59%	8.47%	12.35%	11.28%	12.62%	9.98%
	Mulheres	47.48%	51.77%	58.05%	54.49%	57.63%	54.76%	58.86%	54.57%	60.26%	53.09%	56.94%	54.68%	54.29%	53.46%	56.80%	57.48%
Setores	Agricultura, Pecuária, Silvicultura e Exploração Florestal	52.52%	48.23%	41.95%	45.51%	42.37%	45.24%	41.14%	45.43%	39.74%	46.91%	43.06%	45.32%	45.71%	46.54%	43.20%	42.52%
	Pesca	0.15%	0.00%	0.14%	0.00%	0.04%	0.00%	0.57%	0.00%	1.83%	0.00%	0.70%	0.00%	0.64%	0.00%	1.25%	0.00%
	Indústrias Extrativistas	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.16%	0.00%	0.00%	0.00%	0.06%	0.00%	0.00%	0.00%	0.06%	0.00%
	Indústrias de Transformação	0.02%	0.01%	0.12%	0.10%	0.47%	0.17%	0.27%	0.21%	0.30%	0.25%	0.35%	0.47%	0.20%	0.33%	0.55%	0.63%
	Produção e Distribuição de Eletricidade, Gás e Água	8.29%	8.83%	34.23%	29.99%	28.14%	24.97%	28.81%	28.59%	35.85%	31.40%	37.16%	40.03%	40.05%	43.82%	37.58%	42.03%
	Construção	1.98%	2.52%	0.46%	0.41%	0.74%	0.46%	0.91%	0.78%	1.09%	0.73%	0.70%	0.58%	0.85%	0.65%	0.67%	0.57%
	Comércio, Reparação de Veículos Automotores, Objetos Pessoais e Domésticos	1.98%	3.65%	2.06%	0.73%	3.39%	3.73%	2.44%	2.79%	1.79%	3.46%	1.75%	2.07%	1.47%	1.85%	2.12%	2.49%
	Alojamento e Alimentação	13.61%	20.50%	19.08%	23.79%	19.81%	25.39%	20.66%	27.47%	24.26%	27.04%	20.93%	26.82%	19.71%	27.01%	15.31%	25.80%
	Transporte, Armazenagem e Comunicações	2.85%	4.72%	2.40%	2.91%	2.24%	3.29%	2.72%	3.68%	3.14%	3.65%	1.32%	2.42%	1.42%	2.74%	1.74%	2.81%
	Intermediação Financeira, Seguros, Previdência Complementar e Serviços Relacionados	5.61%	7.09%	6.20%	6.81%	7.39%	7.67%	6.61%	8.17%	4.85%	5.24%	4.30%	5.27%	3.92%	5.30%	4.21%	6.95%
	Atividades Imobiliárias, Aluguéis e Serviços Prestados às Empresas	3.67%	4.19%	2.54%	3.38%	2.29%	2.63%	2.32%	2.21%	1.61%	2.77%	2.33%	2.58%	1.49%	2.58%	1.31%	1.89%
	Administração Pública, Defesa e Seguridade Social	11.11%	24.40%	6.94%	12.80%	7.01%	9.93%	5.63%	7.84%	4.94%	8.53%	4.77%	6.59%	2.68%	5.03%	5.25%	7.18%
	Educação	33.91%	3.63%	10.18%	2.60%	12.50%	2.97%	12.68%	1.03%	8.78%	0.84%	14.58%	0.96%	19.37%	1.01%	23.00%	1.42%
	Saúde e Serviços Sociais	3.67%	5.58%	6.31%	5.75%	6.19%	5.80%	5.26%	6.58%	4.32%	5.20%	3.18%	3.83%	1.93%	2.90%	1.62%	2.27%
	Outros Serviços Coletivos, Sociais e Pessoais	6.39%	9.31%	5.59%	7.17%	5.28%	8.70%	5.09%	6.49%	4.32%	6.87%	4.26%	5.57%	3.20%	4.07%	2.42%	3.28%
	Serviços Domésticos	6.74%	5.55%	3.72%	3.55%	4.51%	4.25%	5.81%	4.16%	2.92%	4.02%	3.59%	2.81%	3.07%	2.71%	2.85%	2.67%
	Organismos Internacionais e Outras Instituições Extraterritoriais	0.01%	0.01%	0.03%	0.01%	0.00%	0.04%	0.06%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.00%	0.00%	0.00%	0.06%	0.01%
		0.01%	0.01%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

3.3.1 Diferença Salarial Média Entre Hierarquias

A estimação com o método de Oaxaca-Blinder pode ser observada na Tabela 11. Para 2016, as diferenças médias totais nos salários cresceram com a diferença nos níveis hierárquicos de Metrópole/Capital Regional A versus Capital Regional B até Metrópole/Capital Regional A versus Centro de Zona B. Essa diferença média total no logaritmo dos salários reais variou entre 0.0871 e 0.3005. Houve, no entanto, uma queda na comparação com os municípios sem classificação, com uma diferença total de 0.2377. Para as hierarquias bem definidas o resultado indica maiores salários para as regiões com maior aglomeração ou representatividade econômica em relação às vizinhas. Para 2003 observa-se resultado semelhante, com as diferenças salariais médias entre centros urbanos indo de 0.2656 em relação às hierarquias mais próximas até 0.5876 em relação às mais distantes. Da mesma forma, o grupo Outros possuiu diferença salarial menor em relação à hierarquia Metrópole/Capital Regional A do que a de outras hierarquias como Centro de Zona A e B.

O efeito composição (explicado pelo modelo) em 2016 apresentou crescimento ao se comparar hierarquias urbanas de níveis mais distantes, com os resultados variando de 0.0335 a 0.1448 no diferencial do logaritmo dos salários. As *dummies* para Sexo Feminino, Setores e Estados apresentaram efeito negativo para todos os grupos de comparação. Já as variáveis Ocupação, Tamanho do Estabelecimento, Escolaridade e Idade apresentaram coeficientes positivos, o que indica uma maior concentração média de níveis com maior remuneração (escolaridade elevada, por exemplo) em regiões mais aglomeradas. Em termos de sinais os resultados para 2003 não apresentaram grande diferença em relação a 2016, embora a magnitude dos efeitos para 2003 tenha sido maior, com o efeito de composição indo de 0.1947 a 0.2973. Assim como o diferencial salarial total, a parcela da diferença explicada pelo modelo, cuja magnitude depende das diferenças médias nas variáveis independentes para as diferentes hierarquias urbanas, apresentou redução entre 2003 e 2016.

O efeito estrutura salarial (não explicado pelo modelo) também apresentou crescimento em 2016 para hierarquias urbanas de níveis mais distantes (como Metrópole/Capital Regional A versus Centro de Zona B), com o diferencial no logaritmo dos salários apresentando magnitudes de 0.0536 a 0.1585. Os efeitos das variáveis de controle diferiram para diferentes grupos de comparação, com, por exemplo, as Ocupações tendo impacto negativo e significativo quando comparados os grupos Metrópole/Capital Regional A versus Centro Subregional B e sinal positivo e significativo para a comparação entre Metrópole/Capital Regional A e Outros. Os resultados para 2003 apresentaram comportamento semelhante, com crescimento no efeito

estrutura salarial agregado para hierarquias mais distantes e variação no impacto das variáveis de controle para diferentes grupos de comparação. Da mesma forma que o efeito composição, o efeito estrutura salarial apresentou redução entre 2003 e 2016 para todos os grupos de comparação.

Para as regressões utilizando dados de 2016 observou-se que a maior parte da diferença média não ajustada é composta pelo efeito estrutura salarial, exceto para o grupo de municípios sem classificação hierárquica, onde o efeito composição prevaleceu. O resultado é divergente para o ano de 2003, onde o efeito composição explicava a maior parte da diferença salarial total entre diferentes hierarquias urbanas. De maneira geral, o resultado indica uma queda na diferença da composição da mão de obra local entre diferentes estruturas urbanas, com a maior parte da diferença salarial que permanece devendo-se a diferenças nas características locais, como o efeito de economias de aglomeração ou diferenças locais na estrutura da indústria, por exemplo. Outro ponto a ser destacado é a redução na diferença salarial de 2003 para 2016, com queda nas diferenças médias não ajustadas, principalmente devido a uma queda acentuada no efeito composição.

Os resultados estão de acordo com o apresentado pela literatura, como em Glaeser e Maré (2001), por exemplo. Em linhas gerais observa-se diferenças salariais médias maiores para hierarquias urbanas com diferenças grandes em seus níveis de aglomeração média, e a lacuna salarial entre regiões diminuindo na medida em que se aproximam os níveis hierárquicos observados. Destaca-se que tanto o efeito de composição, observado pelas diferenças médias na distribuição das variáveis de controle entre diferentes grupos, quanto o efeito de estrutura salarial, observado pela diferença de remuneração associada às variáveis para cada grupo, são determinantes para a diferença salarial entre as hierarquias urbanas no Sul do Brasil. Ou seja, tanto diferenças médias nas características da mão de obra, quanto a magnitude local dos parâmetros associados à essas características geram diferenças salariais dentro de uma hierarquia urbana.

Tabela 11– Resultados da estimação das diferenças salariais médias entre hierarquias

	Metrópole e Capital Regional A X Outros				Metrópole e Capital Regional A X Centro de Zona B				Metrópole e Capital Regional A X Centro de Zona A				Metrópole e Capital Regional A X Centro Subregional B			
	2016		2003		2016		2003		2016		2003		2016		2003	
	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.
Diferença Média Não Ajustada	0.2377***	(0.0068)	0.4976***	(0.0077)	0.3005***	(0.0103)	0.5876***	(0.0125)	0.2554***	(0.0095)	0.5172***	(0.0118)	0.1849***	(0.0122)	0.4844***	(0.0161)
Efeito Composição Atribuído a:																
Sexo Feminino	-0.0118***	(0.0011)	-0.0307***	(0.0017)	-0.0035**	(0.0017)	-0.0224***	(0.0029)	-0.0060***	(0.0016)	-0.0311***	(0.0027)	-0.0027	(0.0021)	-0.0420***	(0.0037)
Idade	0.0115***	(0.0010)	0.0214***	(0.0016)	0.0131***	(0.0015)	0.0206***	(0.0020)	0.0114***	(0.0013)	0.0222***	(0.0019)	0.0128***	(0.0017)	0.0231***	(0.0023)
Tempo de Emprego	0.0048***	(0.0015)	0.0589***	(0.0024)	-0.0011	(0.0025)	0.0470***	(0.0034)	-0.0009	(0.0023)	0.0526***	(0.0032)	-0.0044	(0.0031)	0.0614***	(0.0043)
Escolaridade	0.0966***	(0.0033)	0.2277***	(0.0052)	0.0873***	(0.0045)	0.2381***	(0.0069)	0.0685***	(0.0041)	0.2121***	(0.0064)	0.0626***	(0.0054)	0.2072***	(0.0079)
Ocupação	0.0525***	(0.0044)	0.0331***	(0.0057)	0.0522***	(0.0050)	0.0381***	(0.0065)	0.0494***	(0.0044)	0.0434***	(0.0060)	0.0330***	(0.0048)	0.0308***	(0.0075)
Setor	-0.0203***	(0.0058)	-0.0220***	(0.0059)	-0.0296***	(0.0060)	-0.0262***	(0.0066)	-0.0290***	(0.0055)	-0.0298***	(0.0064)	-0.0250***	(0.0046)	-0.0331***	(0.0074)
Tamanho do Estabelecimento	0.0165***	(0.0018)	-0.0057	(0.0042)	0.0309***	(0.0026)	0.0067	(0.0047)	0.0164***	(0.0023)	-0.0001	(0.0049)	0.0204***	(0.0029)	0.0251***	(0.0054)
Estado	-0.0052**	(0.0021)	-0.0009	(0.0016)	-0.0073***	(0.0027)	-0.0045**	(0.0023)	-0.0039***	(0.0014)	-0.0033**	(0.0014)	-0.0166**	(0.0076)	0.0051	(0.0074)
Total Explicado Pelo Modelo	0.1448***	(0.0082)	0.2818***	(0.0089)	0.1419***	(0.0107)	0.2973***	(0.0120)	0.1059***	(0.0095)	0.2660***	(0.0110)	0.0801***	(0.0139)	0.2778***	(0.0163)
Efeito Estrutura Salarial Atribuído a:																
Sexo Feminino	0.0213***	(0.0043)	-0.0275***	(0.0051)	0.0167**	(0.0075)	-0.0367***	(0.0088)	0.0148**	(0.0067)	-0.0171**	(0.0079)	-0.0030	(0.0094)	-0.0510***	(0.0102)
Idade	0.1554**	(0.0759)	-0.1218	(0.0913)	0.2130*	(0.1168)	0.0038	(0.1416)	0.1242	(0.1075)	0.0157	(0.1345)	0.1462	(0.1401)	-0.1468	(0.1833)
Tempo de Emprego	0.2470***	(0.0258)	0.1941***	(0.0298)	0.3003***	(0.0407)	0.2739***	(0.0481)	0.2639***	(0.0370)	0.2133***	(0.0448)	0.3493***	(0.0499)	0.0992	(0.0614)
Escolaridade	0.0485	(0.1369)	-0.2011**	(0.1024)	0.1054	(0.1540)	-0.1953	(0.1699)	0.0873	(0.1794)	0.1147	(0.1517)	0.1847	(0.3188)	-0.0282	(0.1831)
Ocupação	0.0648***	(0.0146)	0.0357**	(0.0168)	0.0283	(0.0239)	0.0524*	(0.0289)	0.0301	(0.0214)	-0.0303	(0.0277)	-0.0578**	(0.0283)	-0.0935**	(0.0383)
Setor	-0.0437	(0.0277)	0.2341***	(0.0397)	-0.0377	(0.0524)	0.3107***	(0.0728)	-0.1101**	(0.0451)	0.1213*	(0.0631)	-0.0737	(0.0492)	0.0266	(0.0882)
Tamanho do Estabelecimento	-0.0204	(0.0146)	-0.0467**	(0.0197)	0.0001	(0.0203)	-0.0492*	(0.0289)	0.0012	(0.0202)	-0.0426	(0.0267)	-0.0047	(0.0252)	-0.0836**	(0.0347)
Estado	-0.0356***	(0.0067)	-0.0489***	(0.0076)	-0.0377***	(0.0133)	-0.0542***	(0.0157)	-0.0046	(0.0094)	-0.0675***	(0.0124)	-0.1530***	(0.0258)	-0.0104	(0.0312)
Constante	-0.3444**	(0.1585)	0.1980	(0.1425)	-0.4299**	(0.2002)	-0.0152	(0.2345)	-0.2574	(0.2145)	-0.0562	(0.2132)	-0.2830	(0.3540)	0.4945*	(0.2719)
Total Não Explicado pelo Modelo	0.0929***	(0.0079)	0.2158***	(0.0088)	0.1585***	(0.0104)	0.2903***	(0.0117)	0.1495***	(0.0090)	0.2512***	(0.0108)	0.1048***	(0.0133)	0.2066***	(0.1598)
	Metrópole e Capital Regional A X Centro Subregional A				Metrópole e Capital Regional A X Capital Regional C				Metrópole e Capital Regional A X Capital Regional B							
	2016		2003		2016		2003		2016		2003					
	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.	Coeficiente	E.P.
Diferença Média Não Ajustada	0.1786***	(0.0087)	0.4334***	(0.0104)	0.1395***	(0.0111)	0.3122***	(0.0136)	0.0871***	(0.0080)	0.2656***	(0.0097)				
Efeito Composição Atribuído a:																
Sexo Feminino	-0.0058***	(0.0014)	-0.0374***	(0.0024)	-0.0062***	(0.0017)	-0.0334***	(0.0028)	-0.0056***	(0.0012)	-0.0347***	(0.0022)				
Idade	0.0105***	(0.0011)	0.0196***	(0.0017)	0.0042***	(0.0012)	0.0154***	(0.0017)	0.0105***	(0.0011)	0.0213***	(0.0017)				
Tempo de Emprego	0.0056***	(0.0019)	0.0572***	(0.0029)	0.0011	(0.0024)	0.0569***	(0.0034)	0.0041**	(0.0018)	0.0606***	(0.0028)				
Escolaridade	0.0501***	(0.0036)	0.1940***	(0.0057)	0.0517***	(0.0044)	0.1804***	(0.0066)	0.0332***	(0.0032)	0.1474***	(0.0050)				
Ocupação	0.0295***	(0.0034)	0.0361***	(0.0054)	0.0193***	(0.0034)	0.0314***	(0.0045)	0.0174***	(0.0030)	0.0172***	(0.0047)				
Setor	-0.0186***	(0.0039)	-0.0204***	(0.0055)	-0.0108***	(0.0037)	-0.0224***	(0.0056)	-0.0282***	(0.0038)	-0.0326***	(0.0061)				
Tamanho do Estabelecimento	0.0134***	(0.0020)	0.0143***	(0.0038)	0.0093***	(0.0020)	0.0076*	(0.0044)	0.0077***	(0.0015)	0.0120***	(0.0031)				
Estado	-0.0035*	(0.0018)	0.0036**	(0.0016)	-0.0045**	(0.0020)	-0.0117***	(0.0023)	-0.0057**	(0.0029)	0.0034	(0.0029)				
Total Explicado Pelo Modelo	0.0815***	(0.0080)	0.2672***	(0.0096)	0.0642***	(0.0093)	0.2242***	(0.0111)	0.0335***	(0.0078)	0.1947***	(0.0095)				
Efeito Estrutura Salarial Atribuído a:																
Sexo Feminino	0.0027	(0.0061)	-0.0279***	(0.0067)	0.0029	(0.0077)	-0.0397***	(0.0089)	0.0134**	(0.0056)	-0.0220***	(0.0060)				
Idade	0.0987	(0.0971)	-0.0973	(0.1207)	0.3277***	(0.1223)	-0.3013**	(0.1489)	0.1130	(0.0904)	-0.2850***	(0.1065)				
Tempo de Emprego	0.1630***	(0.0332)	0.1231***	(0.0402)	0.0966**	(0.0412)	-0.0013	(0.0504)	0.0951***	(0.0308)	0.1000***	(0.0351)				
Escolaridade	0.0546	(0.1755)	0.0732	(0.1285)	0.0423	(0.3364)	-0.0678	(0.1860)	-0.0128	(0.1556)	-0.0089	(0.0093)				
Ocupação	0.0074	(0.0176)	-0.0293	(0.0226)	0.0084	(0.0199)	0.0013	(0.0280)	0.0039	(0.0152)	-0.0332*	(0.0185)				
Setor	-0.1298***	(0.0358)	0.0725	(0.0505)	-0.1248***	(0.0408)	-0.0040	(0.0558)	-0.0657**	(0.0318)	0.0222	(0.0470)				
Tamanho do Estabelecimento	0.0188	(0.0187)	-0.0651***	(0.0247)	0.0248	(0.0231)	0.0141	(0.0308)	0.0620***	(0.0182)	-0.0026	(0.0229)				
Estado	-0.0146**	(0.0073)	-0.0176**	(0.0087)	-0.0306**	(0.0142)	-0.0462**	(0.0184)	-0.0545***	(0.0078)	-0.0896***	(0.0093)				
Constante	-0.1038	(0.2037)	0.1345	(0.1834)	-0.2722	(0.3586)	0.5330**	(0.2454)	-0.1009	(0.1822)	0.3902**	(0.1880)				
Total Não Explicado pelo Modelo	0.0971***	(0.0075)	0.1661***	(0.0093)	0.0752***	(0.0085)	0.0880***	(0.0109)	0.0536***	(0.0073)	0.0708***	(0.0088)				

Fonte: Elaborado pelos autores (2019). (*significante a um nível de 10%, ** significante a um nível de 5%, *** significante a um nível de 1%).

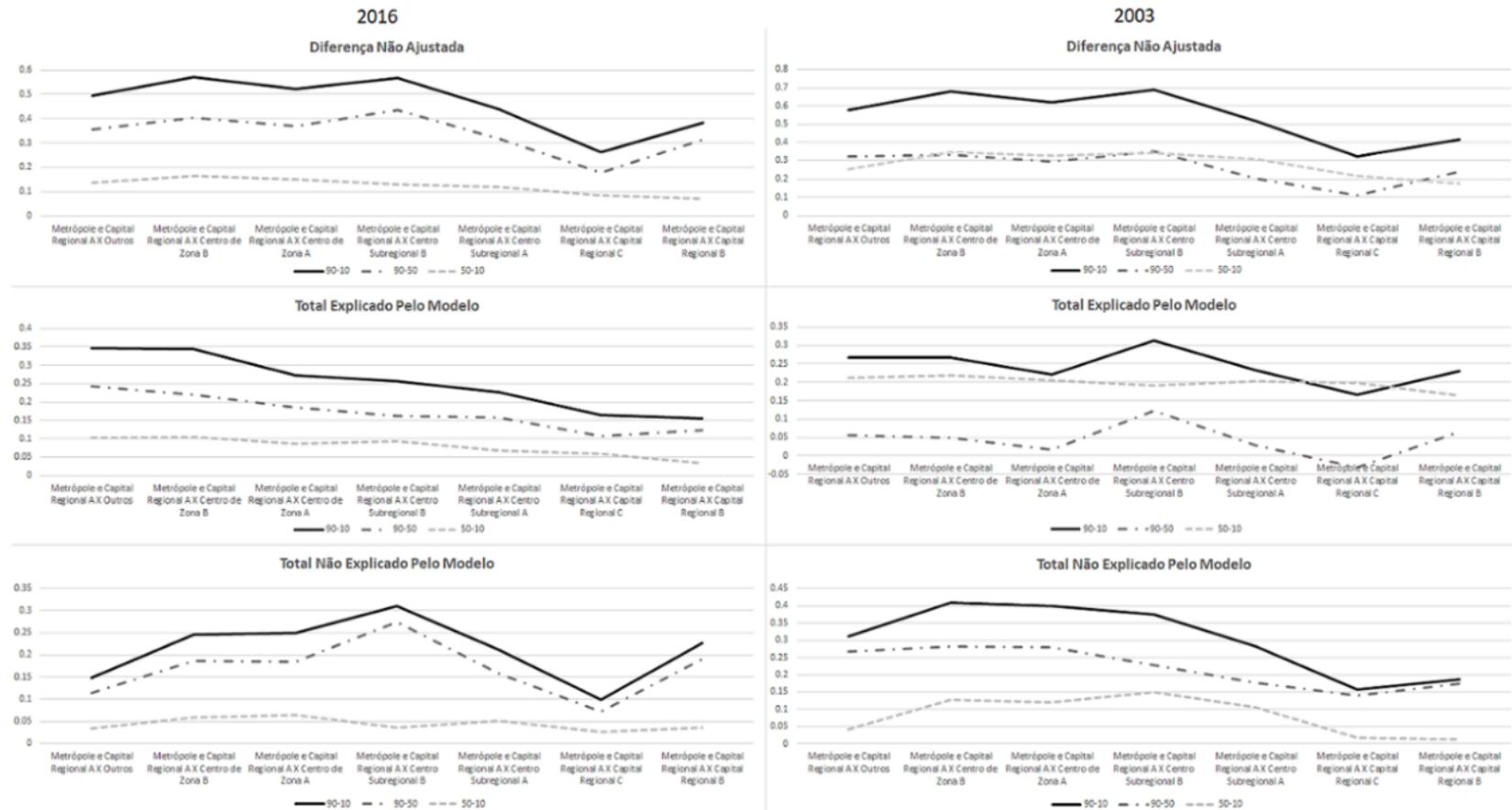
3.3.2 Desigualdade Salarial Entre Hierarquias

As desigualdades salariais entre hierarquias distintas, medidas pelas diferenças no logaritmo dos salários para os quantis 90-10, 90-50 e 50-10, foi estimada para os anos de 2003 e 2016, utilizando-se a metodologia proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2009). A diferença salarial entre os quantis 90-10 capta a desigualdade ao longo de toda a distribuição salarial, enquanto as diferenças entre os quantis 90-50 e 50-10 captam a desigualdade para as faixas salariais superiores e inferiores, respectivamente. A Figura 8 apresenta os resultados agregados das regressões para o Total Não Ajustado, o Total Explicado Pelo Modelo e o Total Não Explicado Pelo Modelo para ambos os anos analisados.

Para a diferença Total Não Ajustada, que expressa a desigualdade salarial total nos quantis analisado, percebeu-se uma diferença positiva e significativa nas desigualdades entre os quantis 90-10 para todas as situações testadas. O resultado indica que a dispersão dos salários para a Metrópole/Capital Regional A é maior que a de todos os demais grupos analisados, tanto em 2003 quanto em 2016, o que indica maior desigualdade salarial para regiões com maior aglomeração média. De maneira geral, a diferença apresentou-se maior para as hierarquias de níveis mais distantes, reduzindo para o grupo Centro Subregional A e Capital Regional C e voltando a crescer para o Centro Regional B. Para 2016, a diferença nos quantis 90-50 apresentou-se maior que a diferença nos quantis 50-10, o que indica que a desigualdade salarial entre as regiões ocorre de maneira mais forte na faixa superior dos salários recebidos. Para o ano de 2003 as diferenças entre os quantis 90-50 e 50-10 apresentaram magnitudes próximas.

Para 2016, o Efeito Composição apresentou comportamento decrescente em relação às hierarquias mais próximas. Isso implica, de maneira geral, uma composição, ou distribuição das características, mais similar na mão de obra entre hierarquias urbanas mais próximas. Para a diferença entre Metrópole/Capital Regional A e Outros a magnitude do efeito para a diferença entre os quantis de 90-10 foi de 0.3456, reduzindo-se para 0.1564 na comparação com o grupo Capital Regional B. O comportamento para a diferença salarial entre os quantis 90-50 foi semelhante. Já para os quantis 50-10 a magnitude do efeito mostrou-se mais modesta, indicando uma composição da mão de obra mais homogênea nas faixas salariais inferiores.

Figura 8 – Resultados Para a Estimação da Desigualdade Salarial Entre Hierarquias



Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Para 2003, não se observou uma tendência decrescente no efeito composição em nenhuma diferença entre quantis. Destaca-se que o diferencial nos quantis 50-10 responde por grande parte do total na diferença entre os quantis 90-10, enquanto para os quantis 90-50 a diferença apresentou magnitudes baixas, inclusive negativa para a comparação entre MetrÓpole/Capital Regional A e Capital Regional B.

Já a parte Não Explicada Pelo Modelo, para as diferenças entre os quantis 90-10 e 90-50, utilizando os dados de 2016, apresentou diferenças crescentes até a comparação entre os grupos MetrÓpole/Capital Regional A e Centro Subregional B, decrescendo até a comparação com Capital Regional B. Para a diferença nos quantis 50-10 observou-se valores modestos, o que indica que a maior parcela na desigualdade salarial, oriunda do Efeito Estrutura Salarial, entre as hierarquias origina-se na faixa superior dos salários. Ou seja, os efeitos locais gerariam maior diferencial salarial entre as hierarquias urbanas na faixa superior dos salários.

Para 2003, o comportamento da diferença nos quantis 90-10 mostrou-se decrescente a partir das comparações entre MetrÓpole/Capital Regional A e Centro de Zona B até MetrÓpole/Capital Regional A e Capital Regional C. Da mesma forma, o efeito apresentou maior magnitude para a diferença entre os quantis 90-50 se comparado a diferença entre os quantis 50-10.

Como observado pela Tabela 12, para o ano de 2016 o Efeito Composição apresentou magnitude superior ao Efeito Estrutura Salarial em todas as comparações entre grupos, exceto para a comparação mais próxima, entre MetrÓpole e Capital Regional A e Capital Regional B, e para a comparação entre MetrÓpole/Capital Regional A e Centro Subregional B para as diferenças entre os quantis 90-10 e 90-50. Os resultados indicam que para hierarquias com níveis mais distantes da MetrÓpole/Capital Regional A, a composição dos fatores locais apresenta o maior peso na desigualdade salarial. Já para 2003, para a diferença entre os quantis 90-50 prevaleceu o Efeito Estrutura Salarial, enquanto para os quantis 50-10 prevaleceu o Efeito Composição. Esse resultado indica que para a desigualdade nos quantis superiores efeitos associados a diferenciais de remuneração ou na produtividade local afetavam de maneira mais significativa a dispersão salarial, enquanto a composição dos fatores que determinam os salários afetava de maneira mais significativa a desigualdade salarial para faixas salariais inferiores. De maneira geral, percebe-se uma mudança na incidência dos efeitos ao longo do tempo, com crescimento da influência do Efeito Composição.

Tabela 12 – Resultados Para a Estimação da Desigualdade Salarial Entre Hierarquias.

	Metrópole e Capital Regional A X Outros											
	2016						2003					
	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.
Diferença Média Não Ajustada	0.4937***	(0.0179)	0.3570	(0.0168)	0.1366***	(0.1031)	0.5773***	(0.0186)	0.3231***	(0.0174)	0.2541***	(0.0100)
Efeito Composição Atribuído a:												
Sexo Feminino	-0.0097***	(0.0018)	-0.0055***	(0.0017)	-0.0042***	(0.0007)	-0.0278***	(0.0031)	-0.0184***	(0.0028)	-0.0093***	(0.0016)
Idade	0.0181***	(0.0026)	0.0121***	(0.0025)	0.0060***	(0.0010)	0.0315***	(0.0046)	0.0160***	(0.0044)	0.0155***	(0.0027)
Tempo de Emprego	0.0057***	(0.0018)	0.0022***	(0.0008)	0.0034***	(0.0010)	0.0159***	(0.0053)	-0.0273***	(0.0052)	0.0432***	(0.0033)
Escolaridade	0.1478***	(0.0086)	0.0927***	(0.0080)	0.0550***	(0.0033)	0.2169***	(0.0132)	0.0511***	(0.0125)	0.1657***	(0.0078)
Ocupação	0.1482***	(0.1418)	0.1286***	(0.0141)	0.0195***	(0.0060)	0.0057	(0.0176)	-0.0166	(0.0172)	0.0223**	(0.0102)
Setor	0.0108	(0.0194)	0.0184	(0.0195)	-0.0076	(0.0082)	0.0798***	(0.0183)	0.0877***	(0.0178)	-0.0078	(0.0107)
Tamanho do Estabelecimento	0.0248***	(0.0055)	-0.0006	(0.0055)	0.0255***	(0.0024)	-0.0793***	(0.0129)	-0.0640***	(0.0125)	-0.0152**	(0.0075)
Estado	-0.0001	(0.0073)	-0.0056	(0.0074)	0.0054*	(0.0031)	0.0236***	(0.0051)	0.0264***	(0.0050)	-0.0027	(0.0029)
Total Explicado Pelo Modelo	0.3456***	(0.0234)	0.2425***	(0.0228)	0.1031***	(0.0098)	0.2665***	(0.0227)	0.0547**	(0.0217)	0.2117***	(0.0134)
Efeito Estrutura Salarial Atribuído a:												
Sexo Feminino	0.0352**	(0.0144)	-0.0083	(0.0145)	0.0436***	(0.0063)	-0.0309*	(0.0162)	-0.0508***	(0.0159)	0.0198**	(0.0089)
Idade	-0.0129	(0.2515)	0.1195	(0.2531)	-0.1325	(0.1092)	-0.9182***	(0.2862)	-0.7283***	(0.2797)	-0.1898	(0.1595)
Tempo de Emprego	0.2994***	(0.0852)	0.1603*	(0.0856)	0.1390***	(0.0370)	-0.3515***	(0.0936)	-0.6188***	(0.0915)	0.2673***	(0.0517)
Escolaridade	-0.6613	(0.4565)	-0.2800	(0.4600)	-0.3830*	(0.1973)	-0.0616	(0.3206)	-0.1642	(0.3134)	0.1025	(0.1817)
Ocupação	0.3988***	(0.0473)	0.4627***	(0.0475)	-0.0638***	(0.0206)	0.3407***	(0.0527)	0.4229***	(0.0515)	-0.0821***	(0.0289)
Setor	0.0597	(0.0910)	0.0427	(0.0914)	0.0170	(0.0397)	0.1249	(0.1246)	-0.1591	(0.1218)	0.2841***	(0.0691)
Tamanho do Estabelecimento	0.1165**	(0.0485)	0.0263	(0.0488)	0.0901***	(0.0210)	-0.2424***	(0.0619)	-0.1193	(0.0605)	-0.1230***	(0.0345)
Estado	0.0363	(0.0222)	0.0770***	(0.0223)	-0.0407***	(0.0096)	0.0218	(0.0239)	0.0190	(0.0234)	0.0027	(0.0131)
Constante	-0.1219	(0.5274)	-0.4858	(0.5312)	0.3638***	(0.2283)	1.4282***	(0.4464)	1.6672***	(0.4363)	-0.2390	(0.2504)
Total Não Explicado pelo Modelo	0.1480***	(0.0266)	0.1145***	(0.0269)	0.0335***	(0.0114)	0.3108	(0.0278)	0.2684***	(0.0272)	0.0423***	(0.0158)

	Metrópole e Capital Regional A X Centro de Zona B											
	2016						2003					
	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.
Diferença Média Não Ajustada	0.5695***	(0.0280)	0.4052***	(0.0263)	0.1642***	(0.0104)	0.6779***	(0.0331)	0.3305***	(0.0309)	0.3473***	(0.0142)
Efeito Composição Atribuído a:												
Sexo Feminino	-0.0028*	(0.0015)	-0.0016*	(0.0009)	-0.0012*	(0.0006)	-0.0203***	(0.0032)	-0.0135***	(0.0026)	-0.0068***	(0.0014)
Idade	0.0206***	(0.0033)	0.0138***	(0.0030)	0.0068***	(0.0013)	0.0303***	(0.0048)	0.0154***	(0.0044)	0.0149***	(0.0027)
Tempo de Emprego	-0.0014	(0.0030)	-0.0005	(0.0012)	-0.0008	(0.0018)	0.0126***	(0.0043)	-0.0218***	(0.0044)	0.0344***	(0.0034)
Escolaridade	0.1258***	(0.0100)	0.0782***	(0.0087)	0.0476***	(0.0038)	0.2276***	(0.0144)	0.0541***	(0.0132)	0.1735***	(0.0086)
Ocupação	0.1542***	(0.0156)	0.1327***	(0.0154)	0.0215***	(0.0066)	0.0047	(0.0195)	-0.0214	(0.0190)	0.0261**	(0.0111)
Setor	-0.0071	(0.0195)	0.0038	(0.0195)	-0.0109	(0.0082)	0.0780***	(0.0198)	0.0825***	(0.0191)	-0.0044	(0.0116)
Tamanho do Estabelecimento	0.0447***	(0.0068)	0.0109	(0.0067)	0.0337***	(0.0031)	-0.0850***	(0.0132)	-0.0702***	(0.0128)	-0.0147*	(0.0076)
Estado	-0.0099	(0.0091)	-0.0182**	(0.0093)	0.0082**	(0.0039)	0.0200***	(0.0074)	0.0241***	(0.0073)	-0.0040	(0.0042)
Total Explicado Pelo Modelo	0.3242***	(0.0271)	0.2192***	(0.0256)	0.1050***	(0.0113)	0.2683***	(0.0257)	0.0492**	(0.0238)	0.2191***	(0.0151)
Efeito Estrutura Salarial Atribuído a:												
Sexo Feminino	0.0629***	(0.0240)	0.0412*	(0.0238)	0.0216**	(0.0098)	-0.0551*	(0.0291)	-0.0683**	(0.0285)	0.0132	(0.0134)
Idade	0.0221	(0.3744)	0.1153	(0.3714)	-0.0931	(0.1530)	-0.6034	(0.4649)	-0.6975	(0.4550)	0.0940	(0.2188)
Tempo de Emprego	0.3524***	(0.1303)	0.1371	(0.1291)	0.2153***	(0.0531)	-0.4155***	(0.1584)	-0.6936***	(0.1550)	0.2781***	(0.0737)
Escolaridade	-0.2164	(0.5072)	0.1906	(0.5080)	-0.4071*	(0.2115)	-0.2085	(0.5578)	-0.1350	(0.5460)	-0.0735	(0.2626)
Ocupação	0.1914**	(0.0763)	0.2718***	(0.0756)	-0.0803***	(0.0311)	0.5439***	(0.0953)	0.6317***	(0.0933)	-0.0878**	(0.0436)
Setor	0.0960	(0.1660)	0.1713	(0.1640)	-0.0753	(0.0672)	0.3706	(0.2404)	-0.0157	(0.2353)	0.3864***	(0.1097)
Tamanho do Estabelecimento	0.0791	(0.0657)	-0.0239	(0.0653)	0.1030***	(0.0270)	-0.3412***	(0.0949)	-0.1766*	(0.0929)	-0.1645***	(0.0451)
Estado	0.1288***	(0.0424)	0.1816***	(0.0419)	-0.0527***	(0.0172)	0.0982*	(0.0521)	0.0136	(0.0510)	0.0846***	(0.0237)
Constante	-0.4712	(0.6515)	-0.8992	(0.6498)	0.4279	(0.2697)	1.0206	(0.7707)	1.4229*	(0.7543)	-0.4022	(0.3605)
Total Não Explicado pelo Modelo	0.2453***	(0.0335)	0.1860***	(0.0336)	0.0592***	(0.0141)	0.4096***	(0.0383)	0.2813***	(0.0379)	0.1282***	(0.0192)

	Metrópole e Capital Regional A X Centro de Zona A											
	2016						2003					
	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.
Diferença Média Não Ajustada	0.5223***	(0.0242)	0.3702***	(0.0227)	0.1503***	(0.0100)	0.6214***	(0.0320)	0.2960***	(0.0299)	0.3254***	(0.0138)
Efeito Composição Atribuído a:												
Sexo Feminino	-0.0049***	(0.0015)	-0.0028**	(0.0011)	-0.0021***	(0.0006)	-0.0282***	(0.0036)	-0.0187***	(0.0031)	-0.0094***	(0.0018)
Idade	0.0180***	(0.0029)	0.0120***	(0.0026)	0.0059***	(0.0011)	0.0326***	(0.0050)	0.0166***	(0.0047)	0.0160***	(0.0029)
Tempo de Emprego	-0.0011	(0.0027)	-0.0004	(0.0010)	-0.0006	(0.0016)	0.0142***	(0.0048)	-0.0244***	(0.0048)	0.0386***	(0.0035)
Escolaridade	0.1024***	(0.0090)	0.0636***	(0.0077)	0.0388***	(0.0032)	0.2041***	(0.0130)	0.0493***	(0.0117)	0.1547***	(0.0078)
Ocupação	0.1414***	(0.0134)	0.1194***	(0.0132)	0.0219***	(0.0057)	0.0134	(0.0181)	-0.0177	(0.0176)	0.0311***	(0.0103)
Setor	-0.0048	(0.0180)	0.0046	(0.0180)	-0.0095	(0.0078)	0.0758***	(0.0195)	0.0785***	(0.0188)	-0.0026	(0.0114)
Tamanho do Estabelecimento	0.0280***	(0.0063)	0.0002	(0.0061)	0.0277***	(0.0028)	-0.1000***	(0.0140)	-0.0799***	(0.0135)	-0.0201**	(0.0081)
Estado	-0.0063	(0.0049)	-0.0108**	(0.0050)	0.0045**	(0.0020)	0.0101**	(0.0048)	0.0127***	(0.0048)	-0.0025	(0.0026)
Total Explicado Pelo Modelo	0.2726***	(0.0236)	0.1859***	(0.0220)	0.0866***	(0.0097)	0.2221***	(0.0231)	0.0164	(0.2132)	0.2057***	(0.0137)
Efeito Estrutura Salarial Atribuído a:												
Sexo Feminino	0.0182	(0.0210)	-0.0209	(0.0209)	0.0391***	(0.0093)	-0.0415	(0.0270)	-0.0488*	(0.0265)	0.0073	(0.0125)
Idade	0.0482	(0.3356)	0.0683	(0.3342)	-0.0201	(0.1482)	-0.6254	(0.4532)	-0.7021	(0.4451)	0.0767	(0.2142)
Tempo de Emprego	0.4082***	(0.1152)	0.2148*	(0.1147)	0.1934***	(0.0509)	-0.6428***	(0.1515)	-0.9184***	(0.1489)	0.2756***	(0.0709)
Escolaridade	-0.6962	(0.5679)	-0.0955	(0.5672)	-0.6007**	(0.2492)	0.0452	(0.5087)	-0.0889	(0.4996)	0.1342	(0.0195)
Ocupação	0.2344***	(0.0661)	0.3655***	(0.0657)	-0.1310***	(0.0293)	0.0526	(0.0942)	0.2159**	(0.0926)	-0.1633***	(0.0432)
Setor	-0.0337	(0.1383)	-0.0036	(0.1372)	-0.0300	(0.0615)	0.1503	(0.2137)	-0.1900	(0.2100)	0.3403***	(0.0992)
Tamanho do Estabelecimento	0.1915***	(0.0634)	0.0812	(0.0632)	0.1102***	(0.0279)	-0.3398***	(0.0894)	-0.1663*	(0.0878)	-0.1734***	(0.0430)
Estado	0.0664**	(0.0293)	0.0984***	(0.0292)	-0.0320**	(0.0130)	0.0907**	(0.0423)	0.1041**	(0.0415)	-0.1339	(0.0195)
Constante	0.0125	(0.6750)	-0.5240	(0.6735)	0.5366*	(0.2970)	1.7099**	(0.7176)	2.0743***	(0.7049)	-0.3643	(0.3402)
Total Não Explicado pelo Modelo	0.2496***	(0.0288)	0.1842***	(0.0289)	0.0653***	(0.0126)	0.3993***	(0.0359)	0.2795***	(0.0356)	0.1197***	(0.0179)

(Continua)

(Continuação)

	Metrópole e Capital Regional A X Centro Subregional B											
	2016					2003						
	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.
Diferença Média Não Ajustada	0.5664***	(0.0322)	0.4370***	(0.0299)	0.1294***	(0.0134)	0.6890***	(0.0410)	0.3491***	(0.0379)	0.3399***	(0.0187)
Efeito Composição Atribuído a:												
Sexo Feminino	-0.0022	(0.0018)	-0.0012	(0.0010)	-0.0009	(0.0007)	-0.0381***	(0.0049)	-0.0253***	(0.0042)	-0.0128***	(0.0024)
Idade	0.0200***	(0.0036)	0.1340***	(0.0031)	0.0066***	(0.0013)	0.0340***	(0.0055)	0.0173***	(0.0049)	0.0167***	(0.0031)
Tempo de Emprego	-0.0052	(0.0037)	-0.0020	(0.0015)	-0.0031	(0.0022)	0.0165***	(0.0056)	-0.0285***	(0.0057)	0.0451***	(0.0043)
Escolaridade	0.0863***	(0.0117)	0.0483***	(0.0096)	0.0379***	(0.0037)	0.2086***	(0.0136)	0.0552***	(0.0115)	0.1533***	(0.0082)
Ocupação	0.1090***	(0.0136)	0.0961***	(0.0130)	0.0129**	(0.0057)	-0.0399*	(0.0217)	-0.0618***	(0.0208)	0.0218*	(0.0120)
Setor	-0.0060	(0.0140)	0.0019	(0.0137)	-0.0079	(0.0057)	0.0651***	(0.0219)	0.0815***	(0.0210)	-0.0164	(0.0129)
Tamanho do Estabelecimento	0.0368***	(0.0073)	0.0057	(0.0070)	0.0311***	(0.0033)	-0.0716***	(0.0146)	-0.0660***	(0.0140)	-0.0050	(0.0083)
Estado	0.0169	(0.0261)	0.0008	(0.0264)	0.0160	(0.0111)	0.1383***	(0.0232)	0.1498***	(0.0227)	-0.0115	(0.0135)
Total Explicado Pelo Modelo	0.2558***	(0.0365)	0.1630***	(0.0346)	0.0927***	(0.0149)	0.3128***	(0.0357)	0.1216***	(0.0321)	0.1911***	(0.0209)
Efeito Estrutura Salarial Atribuído a:												
Sexo Feminino	0.0157	(0.0292)	-0.0043	(0.0284)	0.0201	(0.0133)	-0.0496	(0.0304)	-0.0782***	(0.0295)	0.0285*	(0.0157)
Idade	0.1460	(0.4355)	0.2072	(0.4238)	-0.0612	(0.1988)	-0.3186	(0.5474)	-0.3617	(0.5309)	0.0430	(0.2854)
Tempo de Emprego	0.5318***	(0.1545)	0.4931***	(0.1502)	0.0386	(0.0707)	-0.5183***	(0.1833)	-0.7187***	(0.1777)	0.2004**	(0.0952)
Escolaridade	0.2597	(0.9831)	-0.4539	(0.9530)	0.7137	(0.4516)	-0.1495	(0.5490)	0.1129	(0.5330)	0.2625	(0.2900)
Ocupação	0.1122	(0.0873)	0.2689***	(0.0847)	-0.1566***	(0.0401)	0.0661	(0.1140)	0.1160	(0.1105)	-0.0498	(0.0588)
Setor	0.1262	(0.1526)	0.1171	(0.1483)	0.0091	(0.0698)	0.0671	(0.2629)	-0.0679	(0.2549)	0.1351	(0.1361)
Tamanho do Estabelecimento	0.2629***	(0.0790)	0.0971	(0.0770)	0.1658***	(0.0359)	-0.2372**	(0.1939)	-0.0884	(0.1008)	-0.1487***	(0.0546)
Estado	0.0601	(0.0795)	0.0719	(0.0771)	-0.0117	(0.0365)	0.2312**	(0.0931)	0.1754*	(0.0902)	0.0558	(0.0480)
Constante	-1.2043	(1.0926)	-0.5233	(1.0596)	-0.6810	(0.5015)	1.2850	(0.8132)	1.1383	(0.7890)	0.1467	(0.4261)
Total Não Explicado pelo Modelo	0.3106***	(0.0420)	0.2738***	(0.0417)	0.0366**	(0.0187)	0.3762***	(0.0487)	0.2274***	(0.0482)	0.1487***	(0.0262)

	Metrópole e Capital Regional A X Centro Subregional A											
	2016					2003						
	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.
Diferença Média Não Ajustada	0.4377***	(0.0235)	0.3172***	(0.0221)	0.1204***	(0.0093)	0.5149***	(0.0257)	0.2041***	(0.0241)	0.3107***	(0.0122)
Efeito Composição Atribuído a:												
Sexo Feminino	-0.0048***	(0.0013)	-0.0027***	(0.0010)	-0.0020***	(0.0005)	-0.0340***	(0.0039)	-0.0225***	(0.0035)	-0.0114***	(0.0020)
Idade	0.0164***	(0.0026)	0.0109***	(0.0024)	0.0054***	(0.0010)	0.0289***	(0.0044)	0.0147***	(0.0041)	0.0142***	(0.0025)
Tempo de Emprego	0.0066***	(0.0023)	0.0026**	(0.0010)	0.0040***	(0.0014)	0.0154***	(0.0052)	-0.0265***	(0.0052)	0.0420***	(0.0035)
Escolaridade	0.0714***	(0.0082)	0.0424***	(0.0069)	0.0289***	(0.0027)	0.1797***	(0.0120)	0.0396***	(0.0108)	0.1400***	(0.0071)
Ocupação	0.0945***	(0.0099)	0.0844***	(0.0096)	0.0101**	(0.0042)	-0.0042	(0.0163)	-0.0283*	(0.0159)	0.0241***	(0.0093)
Setor	0.0095	(0.0124)	0.0136	(0.0123)	-0.0040	(0.0051)	0.06087***	(0.0166)	0.0599***	(0.0160)	0.0009	(0.0097)
Tamanho do Estabelecimento	0.0251***	(0.0056)	0.0018	(0.0055)	0.0233***	(0.0025)	-0.0507***	(0.0109)	-0.0466***	(0.0105)	-0.0040	(0.0063)
Estado	0.0082	(0.0061)	0.0054	(0.0062)	0.0028	(0.0026)	0.0363***	(0.0053)	0.0383***	(0.0052)	-0.0019	(0.0030)
Total Explicado Pelo Modelo	0.2273***	(0.0190)	0.1587***	(0.0171)	0.0686**	(0.0076)	0.2323***	(0.0194)	0.0284	(0.0177)	0.2038***	(0.0116)
Efeito Estrutura Salarial Atribuído a:												
Sexo Feminino	0.0332	(0.0202)	0.0046	(0.0203)	0.0285***	(0.0085)	-0.0321	(0.0207)	-0.0565***	(0.0205)	0.0244**	(0.0104)
Idade	-0.1896	(0.3215)	-0.1245	(0.3228)	-0.0650	(0.1354)	-0.3603	(0.3702)	-0.2324	(0.3674)	-0.1278	(0.1904)
Tempo de Emprego	0.1840*	(0.1097)	0.1010	(0.1101)	0.0830*	(0.0461)	-0.7069***	(0.1233)	-0.8937***	(0.1225)	0.1840***	(0.0627)
Escolaridade	-0.5015	(0.5821)	-0.3631	(0.5800)	-0.1384	(0.2454)	-0.2191	(0.3953)	-0.1646	(0.3519)	-0.0544	(0.2087)
Ocupação	0.0534	(0.0581)	0.1278**	(0.0583)	-0.0744***	(0.0244)	0.2382***	(0.0692)	0.3217***	(0.0688)	-0.0835**	(0.0349)
Setor	-0.1382	(0.1181)	-0.0906	(0.1184)	-0.0475	(0.0496)	0.1871	(0.1551)	0.0231	(0.1539)	0.1640**	(0.0799)
Tamanho do Estabelecimento	0.0594	(0.0620)	0.0125	(0.0623)	0.0468*	(0.0261)	-0.3634***	(0.0759)	-0.0984	(0.0752)	-0.2650***	(0.0394)
Estado	0.0133	(0.0243)	0.0513**	(0.0244)	-0.0379***	(0.0102)	0.0578**	(0.0269)	0.0435	(0.0268)	0.0142	(0.0137)
Constante	0.6962	(0.6750)	0.4394	(0.6781)	0.2567	(0.2845)	1.4840***	(0.5633)	1.2330**	(0.5585)	0.2510	(0.2929)
Total Não Explicado pelo Modelo	0.2103***	(0.0248)	0.1585***	(0.0250)	0.0518***	(0.0105)	0.2825***	(0.0291)	0.1757***	(0.0289)	0.1068***	(0.0153)

	Metrópole e Capital Regional A X Capital Regional C											
	2016					2003						
	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.
Diferença Média Não Ajustada	0.2629***	(0.0312)	0.1778***	(0.0294)	0.0850***	(0.0121)	0.3231***	(0.0381)	0.1076***	(0.0359)	0.2154***	(0.0164)
Efeito Composição Atribuído a:												
Sexo Feminino	-0.0051***	(0.0016)	-0.0029**	(0.0011)	-0.0022***	(0.0007)	-0.0303***	(0.0038)	-0.0201***	(0.0033)	-0.0101***	(0.0019)
Idade	0.0067***	(0.0021)	0.0044***	(0.0015)	0.0022***	(0.0007)	0.0227***	(0.0038)	0.0115***	(0.0033)	0.0111***	(0.0021)
Tempo de Emprego	0.0013	(0.0029)	0.0005	(0.0011)	0.0008	(0.0017)	0.0153***	(0.0052)	-0.0264***	(0.0052)	0.0417***	(0.0037)
Escolaridade	0.0759***	(0.0097)	0.0445***	(0.0081)	0.0314***	(0.0030)	0.1742***	(0.0121)	0.0444***	(0.0104)	0.1297***	(0.0073)
Ocupação	0.0712***	(0.0089)	0.0715***	(0.0082)	-0.0002	(0.0038)	0.0020	(0.0132)	-0.0233*	(0.0128)	0.0253***	(0.0074)
Setor	0.0248	(0.0107)	0.0222**	(0.0103)	0.0026	(0.0043)	0.0670***	(0.0168)	0.0598***	(0.0161)	0.0071	(0.0097)
Tamanho do Estabelecimento	0.0164***	(0.0047)	-0.0005	(0.0045)	0.0170***	(0.0022)	-0.0539***	(0.0123)	-0.0480***	(0.0119)	-0.0058	(0.0071)
Estado	-0.0271***	(0.0069)	-0.0336***	(0.0070)	0.0065**	(0.0029)	-0.0318***	(0.0074)	-0.0297***	(0.0073)	-0.0020	(0.0042)
Total Explicado Pelo Modelo	0.1644***	(0.0199)	0.1062***	(0.0170)	0.0581***	(0.0077)	0.1652***	(0.0197)	-0.0318*	(0.0176)	0.1971***	(0.0120)
Efeito Estrutura Salarial Atribuído a:												
Sexo Feminino	0.0542**	(0.0268)	0.0200	(0.0271)	0.0342***	(0.0112)	-0.0117	(0.0318)	-0.0535*	(0.0319)	0.0417	(0.0145)
Idade	0.4989	(0.4234)	0.3502	(0.4279)	0.1487	(0.1782)	-0.8560	(0.5275)	-1.0615**	(0.05277)	0.2054	(0.2448)
Tempo de Emprego	-0.1950	(0.1429)	-0.2957**	(0.1444)	0.1006*	(0.0601)	-1.0350***	(0.1797)	-0.9647***	(0.1799)	-0.0703	(0.0824)
Escolaridade	-0.6848	(1.1693)	0.2060	(1.1813)	-0.8909*	(0.4907)	0.9073	(0.6611)	0.5943	(0.6617)	0.3129	(0.3047)
Ocupação	0.1149*	(0.0691)	0.1168*	(0.0698)	-0.0018	(0.2910)	0.3180***	(0.1002)	0.4638***	(0.1004)	-0.1458***	(0.0455)
Setor	-0.0287	(0.1413)	-0.0193	(0.1428)	-0.0094	(0.0595)	-0.0498	(0.1960)	-0.1885	(0.1958)	0.1386	(0.0927)
Tamanho do Estabelecimento	0.0338	(0.0800)	0.0721	(0.0808)	-0.0382	(0.0337)	-0.2142**	(0.1088)	-0.0267	(0.1087)	-0.1874***	(0.0508)
Estado	0.0377	(0.0493)	0.0956*	(0.0498)	-0.0578***	(0.0207)	-0.1225*	(0.0665)	-0.0788	(0.0667)	-0.0436	(0.0298)
Constante	0.2672	(1.2461)	-0.4743	(1.2590)	0.7416	(0.5332)	1.2219	(0.8715)	1.4551*	(0.8722)	-0.2332	(0.4023)
Total Não Explicado pelo Modelo	0.0985***	(0.0292)	0.0716***	(0.0295)	0.0268**	(0.0122)	0.1578***	(0.0388)	0.1395***	(0.0388)	0.0182	(0.0180)

(Continua)

(Continuação)

	Metrópole e Capital Regional A X Capital Regional B											
	2016						2003					
	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.	90-10	E.P.	90-50	E.P.	50-10	E.P.
Diferença Média Não Ajustada	0.3831***	(0.0213)	0.3139***	(0.0200)	0.0692***	(0.0088)	0.4152***	(0.0243)	0.2389***	(0.0227)	0.1762***	(0.0126)
Efeito Composição Atribuído a:												
Sexo Feminino	-0.0046***	(0.0012)	-0.0026***	(0.0009)	-0.0020***	(0.0005)	-0.0315***	(0.0036)	-0.0209***	(0.0032)	-0.0106***	(0.0019)
Idade	0.0165***	(0.0025)	0.0110***	(0.0023)	0.0055***	(0.0010)	0.0313***	(0.0047)	0.0159***	(0.0044)	0.0154***	(0.0027)
Tempo de Emprego	0.0049**	(0.0021)	0.0019**	(0.0009)	0.0029**	(0.0012)	0.0163***	(0.0055)	-0.0281***	(0.0054)	0.0445***	(0.0036)
Escolaridade	0.0546***	(0.0069)	0.0353***	(0.0056)	0.0193***	(0.0022)	0.1522***	(0.0094)	0.0421***	(0.0081)	0.1100***	(0.0056)
Ocupação	0.0709***	(0.0086)	0.0714***	(0.0082)	-0.0005	(0.0036)	-0.0231	(0.0142)	-0.0390***	(0.0138)	0.0159**	(0.0081)
Setor	-0.0131	(0.0120)	-0.0012	(0.0012)	-0.0118**	(0.0050)	0.0615***	(0.0187)	0.0671***	(0.0181)	-0.0055	(0.0109)
Tamanho do Estabelecimento	0.0165***	(0.0038)	0.0019	(0.0037)	0.0146***	(0.0017)	-0.0352***	(0.0090)	-0.0336***	(0.0087)	-0.0015	(0.0052)
Estado	0.0106	(0.0099)	0.0054	(0.0100)	0.0052	(0.0042)	0.0581***	(0.0091)	0.0623***	(0.0089)	-0.0042	(0.0053)
Total Explicado Pelo Modelo	0.1564***	(0.0194)	0.1232***	(0.0179)	0.0332	(0.0079)	0.2297***	(0.0205)	0.0658***	(0.0189)	0.1638***	(0.0121)
Efeito Estrutura Salarial Atribuído a:												
Sexo Feminino	0.0375**	(0.0187)	0.0263	(0.0186)	0.0111	(0.0081)	-0.0460**	(0.0200)	-0.0591***	(0.0198)	0.0130	(0.0109)
Idade	0.0036	(0.2999)	0.1115	(0.2988)	-0.1078	(0.1308)	-0.3997	(0.3541)	-0.1135	(0.3489)	-0.2862	(0.1947)
Tempo de Emprego	0.2216**	(0.1020)	0.1834*	(0.1015)	0.0382	(0.0445)	-0.3782***	(0.1174)	-0.4907***	(0.1158)	0.1124*	(0.0642)
Escolaridade	-0.3402	(0.5189)	-0.1491	(0.5187)	-0.1910	(0.2253)	-0.2998	(0.5003)	-0.3626	(0.4938)	0.0627	(0.2708)
Ocupação	0.0570	(0.0504)	0.1579***	(0.0502)	-0.1008***	(0.0220)	0.0524	(0.0620)	0.1117*	(0.0611)	-0.0593*	(0.0338)
Setor	0.1752*	(0.1055)	0.1932*	(0.1049)	-0.0180	(0.0461)	0.0899	(0.1571)	-0.0360	(0.1549)	0.1259	(0.0859)
Tamanho do Estabelecimento	0.1165*	(0.0606)	0.0156	(0.0604)	0.1008***	(0.0264)	-0.0839	(0.0761)	0.0263	(0.0750)	-0.1102***	(0.0419)
Estado	-0.0032	(0.0261)	0.0172	(0.0260)	-0.0204*	(0.0113)	0.0494	(0.0311)	0.0547*	(0.0307)	-0.0053	(0.0170)
Constante	-0.0416	(0.6065)	-0.3655	(0.6057)	0.3239	(0.2637)	1.2015*	(0.6315)	1.0422*	(0.6230)	0.1593	(0.3434)
Total Não Explicado pelo Modelo	0.2266***	(0.0243)	0.1906***	(0.0244)	0.0360***	(0.0105)	0.1854***	(0.0288)	0.1731***	(0.0284)	0.0123	(0.0160)

Fonte: Elaborado pelos autores (2019). (*significante a um nível de 10%, **significante a um nível de 5%, ***significante a um nível de 1%.

Analisando-se a decomposição detalhada (Tabela 6), observou-se impactos diversos das variáveis utilizadas sobre os Efeitos Composição e Estrutura Salarial. Para a diferença entre os quantis 90-50 em 2016, as variáveis Idade, Escolaridade e Ocupação apresentaram resultado positivo e significativo sobre o efeito Composição em todas as comparações entre hierarquias. Já a variável sexo feminino apresentou impacto negativo, exceto na comparação entre Metr pole/Capital Regional A e Centro Subregional B, onde n o foi estatisticamente significativa. Para a diferen a entre os quantis 50-10 o Tamanho do Estabelecimento onde o indiv duo trabalhava tamb m apresentou impacto positivo e significativo para todas as compara es, bem como as vari veis Idade e Escolaridade. A vari vel Ocupa o n o se mostrou significativa para a compara o com o grupo Capital Regional B, e apresentou sinal negativo para a compara o com o grupo Metr pole/Capital Regional A.

Para o ano de 2003 e o Efeito Composi o, todas as vari veis mostraram-se significativas na compara o entre os grupos para a diferen a nos quantis 90-50, exceto a vari vel Ocupa o para as compara es entre hierarquias mais distantes em termos de aglomera o. Para os quantis 50-10 em 2003 as vari veis Setor e Estado n o apresentaram signific ncia estat stica em nenhuma das compara es.

Com rela o aos Efeito Estrutura Salarial, para a diferen a entre os quantis 90-50 em 2016, a vari vel Estado apresentou impacto positivo, exceto para a compara o entre Metr pole/Capital Regional A versus Capital Regional B e Metr pole/Capital Regional A versus Centro Subregional B onde n o apresentou signific ncia estat stica. Outras vari veis que apresentaram relev ncia foram o Tempo de Emprego e a Ocupa o, com impactos positivos na

maioria das estimações, em especial naquelas que comparam hierarquias mais distantes em termos de influência. Para a diferença entre os quantis 50-10, as variáveis Ocupação e Estado apresentaram, de maneira geral, resultado negativo., enquanto o Tamanho do Estabelecimento e Sexo apresentaram resultado positivo. A escolaridade indicou efeito negativo para as hierarquias mais distantes em termos de influência, enquanto o Setor e a Idade não apresentaram significância estatística em nenhuma das estimações.

Em 2003, para a diferença entre os quantis 90-50, a Constante e a variável Ocupação apresentaram efeito positivo e significativo sobre a Estrutura Salarial, exceto para a comparação entre os grupos Metr pole/Capital Regional A e Centro Subregional B. O Sexo e Tempo de emprego indicaram impacto negativo para todas as regressões, enquanto a Escolaridade e Setor não apresentaram significância sobre o Efeito Estrutura Salarial. Para os quantis 50-10, de maneira geral, o Setor e Tempo de Emprego apresentaram impacto positivo sobre a Estrutura Salarial, sendo que o Tempo de Emprego diferiu da estimac o para os quantis 90-50, onde apresentou efeito negativo. A Ocupac o tamb m apresentou sinal distinto, tendo um impacto negativo em todas as estimac es, exceto para comparac o entre os grupos Metr pole/Capital Regional A e Centro Subregional B. O Tamanho do Estabelecimento exibiu sinal negativo para todas as comparac es entre os grupos.

3.3.3 Desigualdade Salarial Intra-Hierarquias

Os resultados para a estimac o associada  s desigualdades salariais internas de cada hierarquia podem ser vistos na Tabela 13. As desigualdades salariais dentro das hierarquias, observadas pelas diferen as no logaritmo dos sal rios reais para os quantis 90-10, 90-50 e 50-10 e para cada hierarquia espec fica, foram estimadas para 2016 repesando os sal rios para 2003. A diferen a entre os quantis 90-10 indica a desigualdade salarial total, enquanto para os quantis 50-10 e 90-50 a desigualdade nas faixas inferiores e superiores dos sal rios nos grupos. Assim,   poss vel investigar se as desigualdades salariais aumentaram ou diminuiram no per odo, e qual a magnitude dessa varia o².

Analisando o efeito n o ajustado, que capta a diferen a total na desigualdade salarial ao longo do per odo, percebe-se uma queda para os quantis 90-10, 90-50 e 50-10 entre 2003 e 2016. A queda mais acentuada na dispers o   observada para o grupo de maior aglomera o, para todas as diferen as entre quantis analisadas. O grupo Metr pole/Capital Regional A foi o

² Os erros-padr o entre par nteses foram estimados por *bootstrap*.

único a apresentar redução mais acentuada na desigualdade salarial para os quantis 50-10, se comparados aos quantis 90-10. Nos demais grupos observou-se uma redução mais acentuada para as faixas salariais superiores, representadas pela diferença entre os quantis 90-50.

Ao decompor o resultado total, nota-se que, exceto para o grupo MetrÓpole e Capital Regional A, o Efeito Composição aumentou a desigualdade salarial no período, indicando uma maior dispersão na concentração média de fatores associados aos salários locais. O efeito composição apresentou resultado positivo ou sem significância estatística para todos os grupos citados.

Com relação ao Efeito Estrutura Salarial, observou-se redução na desigualdade salarial para todos os grupos e todas as diferenças entre quantis. A magnitude do efeito apresentou valores mais acentuados para as hierarquias de menor aglomeração, Centro de Zona B e Outros, próximos a -0.6000. A redução mostrou-se mais acentuada para a diferença entre os quantis 90-50 em todos os grupos.

Tabela 13 – Resultados da estimação das desigualdades intra-hierarquias

Método de Decomposição DFL: F(X) em 2003 repesada para 2016							
Hierarquia Urbana	Medida	Intervalo 90-10		Intervalo 90-50		Intervalo 50-10	
MetrÓpole/Capital Regional A	Efeito não-ajustado	-0.5991	(0.0284)	-0.2684	(0.0205)	-0.3340	(0.0208)
	Efeito Composição	-0.0957	(0.0279)	0.0088	(0.2439)	-0.1034	(0.0192)
	Efeito Estrutura Salarial	-0.5034	(0.0230)	-0.2772	(0.0252)	-0.2270	(0.0128)
Capital Regional B	Efeito não-ajustado	-0.5041	(0.0271)	-0.3011	(0.0244)	-0.2026	(0.0115)
	Efeito Composição	0.0342	(0.0241)	0.0289	(0.0253)	0.0065	(0.0091)
	Efeito Estrutura Salarial	-0.5384	(0.0293)	-0.3301	(0.0281)	-0.2091	(0.0110)
Capital Regional C	Efeito não-ajustado	-0.4938	(0.0440)	-0.3188	(0.0411)	-0.1747	(0.0160)
	Efeito Composição	0.0302	(0.0376)	0.0029	(0.0366)	0.0284	(0.0137)
	Efeito Estrutura Salarial	-0.5241	(0.0459)	-0.3217	(0.0435)	-0.2031	(0.0171)
Centro Subregional A	Efeito não-ajustado	-0.3701	(0.0289)	-0.2341	(0.0267)	-0.1269	(0.0131)
	Efeito Composição	0.1436	(0.0419)	0.1141	(0.0383)	0.0295	(0.0163)
	Efeito Estrutura Salarial	-0.5137	(0.0434)	-0.3572	(0.0424)	-0.1564	(0.0193)
Centro Subregional B	Efeito não-ajustado	-0.3956	(0.0482)	-0.3262	(0.0417)	-0.0706	(0.0250)
	Efeito Composição	0.0167	(0.0433)	-0.0088	(0.0383)	0.0241	(0.0261)
	Efeito Estrutura Salarial	-0.4123	(0.0569)	-0.3174	(0.0531)	-0.0948	(0.0345)
Centro de Zona A	Efeito não-ajustado	-0.4051	(0.0343)	-0.3176	(0.0324)	-0.0886	(0.0165)
	Efeito Composição	0.1870	(0.0399)	0.1517	(0.0409)	0.0339	(0.0126)
	Efeito Estrutura Salarial	-0.5921	(0.0356)	-0.4693	(0.0383)	-0.1226	(0.0168)
Centro de Zona B	Efeito não-ajustado	-0.4147	(0.0407)	-0.2412	(0.0363)	-0.1739	(0.0171)
	Efeito Composição	0.1838	(0.0508)	0.1513	(0.0472)	0.0324	(0.0174)
	Efeito Estrutura Salarial	-0.5986	(0.0549)	-0.3925	(0.0486)	-0.2064	(0.0243)
Outros	Efeito não-ajustado	-0.3878	(0.0147)	-0.2389	(0.0133)	-0.1489	(0.0082)
	Efeito Composição	0.2327	(0.0285)	0.1862	(0.0230)	0.0475	(0.0083)
	Efeito Estrutura Salarial	-0.6205	(0.0288)	-0.4251	(0.0252)	-0.1964	(0.0082)

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Os resultados para o Sul do Brasil diferem dos observados, por exemplo, por Baum-Snow e Pavan (2013) para os Estados Unidos, onde observou-se aumento nas desigualdades salariais. Para o Sul do Brasil percebe-se uma redução nas desigualdades para todas as

hierarquias urbanas testadas. A redução total mostrou-se mais significativa para as hierarquias urbanas com maior aglomeração, com os resultados, de maneira geral, sendo mais expressivos para a diferença entre os quantis 90-50, ou seja, a faixa superior de renda. O Efeito Estrutura Salarial respondeu pela maior parcela da redução das desigualdades, com o Efeito Composição sendo inclusive positivo para alguns grupos observados.

3.4 CONCLUSÃO

O presente trabalho buscou analisar as diferenças salariais entre níveis hierárquicos urbanos para a região Sul do Brasil em 2003 e 2016. Para tanto, utilizou-se de uma série de métodos de decomposição salarial aplicados para diferença entre as médias e desigualdades salariais para diferentes hierarquias e também intra-hierarquias.

Os resultados indicaram médias salariais maiores para o grupo Metrópole/Capital Regional A em relação aos demais níveis hierárquicos para 2003 e 2016. A diferença média também cresce com a diferença, em termos de aglomeração média, nos níveis hierárquicos. De maneira geral, para 2003 prevaleceu o Efeito Composição como parcela da diferença total, enquanto para 2016 o Efeito Estrutura Salarial foi maior. O resultado indica uma maior homogeneidade na distribuição da mão de obra entre diferentes níveis hierárquicos como fator importante na diminuição das diferenças salariais médias entre hierarquias, com os efeitos locais passando a responder pela maior parcela da diferença salarial.

Com relação às diferenças nas desigualdades salariais entre hierarquias, estimadas pelo método de Firpo, Fortin e Lemieux (2009), para níveis hierárquicos com maior diferença o resultado apresentou desvio total maior, indicando um crescimento na desigualdade salarial em centros urbanos com maior aglomeração ou com maior influência média. Em 2016, a diferença nos quantis 50-10 foi menor que a diferença nos quantis 90-50, o que indica que a desigualdade salarial entre as hierarquias é maior na faixa superior dos salários. O Efeito Estrutura Salarial prevaleceu na diferença entre os quantis 90-50. Já em 2016 o Efeito Composição apresentou magnitude superior ao Efeito Estrutura Salarial, exceto para dois grupos de comparação. Ou seja, em termos de desigualdades salariais, a diferença de remuneração para trabalhadores em diferentes níveis nas hierarquias urbanas está associado de maneira mais intensa às diferenças na distribuição das características da mão de obra.

Observou-se, porém, uma redução em todos os níveis hierárquicos das desigualdades salariais intra-hierarquias. Exceto para o grupo Metrópole/Capital Regional A. A redução mais

significativa se deu na faixa salarial superior, medida pelas diferenças nos quantis 90-50. Pelas estimações, o principal responsável pela queda na desigualdade foi o efeito Estrutura Salarial.

De maneira geral, o trabalho indica um crescimento na diferença média e na dispersão salarial para grupos hierárquicos com maior diferença em termos de aglomeração média ou influência, tanto para 2003 quanto para 2016. No entanto, é possível observar uma queda na desigualdade interna para cada grupo. O presente trabalho abre caminhos para futuras pesquisas, analisando questões como convergência associada as distribuições salariais entre hierarquias e o papel dos efeitos dinâmicos das aglomerações sobre os salários, abordando efeitos associados ao perfil das migrações e estruturas dos mercados de trabalho, por exemplo.

4 AGLOMERAÇÕES, RECESSÃO E CRESCIMENTO DO EMPREGO: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Como exposto por Fujita e Thisse (2013), as economias tendem a se concentrar espacialmente e a principal razão são as chamadas economias de aglomeração¹ decorrentes da consolidação do mercado potencial local que acaba mais atraindo do que expulsando empresas e pessoas para uma dada localidade. A literatura sobre a existência, extensão e sobre o impacto das economias de aglomerações² sobre a produtividade e o crescimento do emprego local é ampla, tanto do ponto de vista teórico, como empírico, ver, por exemplo, Duranton e Puga (2004) e Ottaviano e Thisse (2004).

Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2014, os dez municípios em ordem decrescente com maior Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil - São Paulo, Rio de Janeiro, Brasília, Belo Horizonte, Curitiba, Manaus, Porto Alegre, Osasco, Campos dos Goytacazes e Campinas - respondiam por aproximadamente 27,64% de todo o produto nacional. No entanto, os mesmos municípios respondem por apenas 0.30% do território do país. Esse padrão de distribuição espacial da atividade econômica corrobora a tese de tendência a concentração da atividade econômica em poucos locais no espaço.

O presente trabalho busca investigar se existem assimetrias do impacto da recessão entre diferentes níveis de aglomeração econômica espacial no Brasil. Para tanto, analisam-se o dinamismo econômico dos municípios brasileiros no período de 2003 a 2011, que engloba a grande crise econômica ocorrida em 2008. Assim, analisa-se o comportamento do emprego total e da indústria de transformação no período 2003-2011 para todos os municípios brasileiros. A hipótese básica é a de que o efeito da crise de 2008 sobre os municípios brasileiros não foi espacialmente homogêneo, pois o impacto da crise econômica de 2008 depende da existência ou não de aglomerações locais.

Portanto, o objetivo principal desse trabalho é avaliar se as economias de aglomeração amenizaram ou ampliam o impacto da recessão no Brasil através do método de *difference-in-differences*. Para tanto, os municípios foram agrupados em diferentes níveis de aglomeração a partir de suas densidades populacionais em 2003.

¹ Combes e Gobillon (2015), sugerem que as economias de aglomeração, de maneira geral, referem-se a qualquer efeito que aumenta a renda das firmas e trabalhadores quando o tamanho da economia local aumenta.

² Entre as diversas fontes das economias de aglomeração é possível citar as externalidades *marshallianas*, resumidas por Duranton e Puga (2004) em compartilhamento (*sharing*), correspondência (*matching*) e aprendizado (*learning*) e a abordagem que ressalta como fonte principal as interações entre retornos crescentes de escala e redução dos custos de transporte, Krugman (1991).

O trabalho está dividido em quatro seções além da introdução. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura dos efeitos das economias de aglomeração, em particular seus efeitos sobre o emprego regional. A seção 3 apresenta o modelo empírico a ser estimado. A seção 4 discute os critérios adotados para construção dos grupos de municípios de alta e baixa aglomeração, e apresenta algumas estatísticas descritivas das principais variáveis usadas na pesquisa. A quinta seção apresenta os resultados obtidos.

4.1 REVISÃO DA LITERATURA

Duranton e Puga (2004) classificam os efeitos das aglomerações em três tipos: compartilhamento (*sharing*), correspondência (*matching*) e aprendizado (*learning*). A aglomeração e a conseqüente formação de mercados maiores levam a um ganho na produtividade do trabalhador devido ao uso compartilhado de bens indivisíveis e de instalações, e ao acesso a um número maior de bens intermediários, além do compartilhamento de ganhos com a especialização individual e divisão de riscos. Aglomerações – cidades maiores - também propiciam que ocorram um melhor casamento (*match*) entre firmas e trabalhadores e isso tende a aumentar a qualidade esperada de cada correspondência (*match*). Além disso, nesse ambiente a probabilidade de acontecer a correspondência aumenta. Seguindo ideias de Marshall (1890) e Jacobs (1969), argumentam também que o ambiente urbano propicia uma maior facilidade na geração, difusão e acumulação de conhecimento entre os agentes e, portanto, um ambiente mais favorável ao aprendizado.

Os modelos da Nova Geografia Econômica de Fujita (1988), Krugman (1991) e Venables (1996), dentre outros, ressaltam o papel das interações entre retornos de escala e custos de transporte nos padrões de concentração espacial das atividades econômicas.

Ciccone e Hall (1996) usam a densidade populacional como indicador da magnitude da aglomeração local. Uma análise empírica é estimar o efeito da aglomeração local sobre salários e sobre a produtividade local. Glaeser e Maré (2001) buscam isolar efeitos de heterogeneidade nos indivíduos e heterogeneidade local sobre o a dinâmica local. ou avançam na análise das heterogeneidades individuais, como em Baun-Snow e Pavan (2012).

Combes et al. (2008), estudam o problema de auto seleção na escolha do local de moradia do trabalhador. Assim, indivíduos com maiores habilidades escolhem viver em locais com maior aglomeração e isso acaba influenciando os salários locais. Outros trabalhos também analisam os efeitos dinâmicos das economias de aglomeração, como em De la Roca e Puga

(2017). Redding e Venables (2004) e Hanson (2005), analisam o efeito do potencial de mercado sobre a concentração e dinâmica das atividades econômicas em uma dada região.

Glaeser et al (1992) analisam os efeitos sobre o crescimento do emprego em cidades americanas de três tipos de externalidades relacionadas a externalidades de tecnológicas sobre a economia local. Utilizando dados de 170 cidades entre 1956 e 1987, e uma estimação com *cross-section*, encontraram efeito positivo da diversidade e competição sobre o crescimento do emprego.

Henderson et al (1995), analisam o crescimento do emprego em oito setores da indústria para 224 áreas metropolitanas americanas, entre 1970 e 1987. Os resultados indicam tanto efeitos positivos sobre a geração de empregos nas áreas analisadas das externalidades de Jacobs (1969). Porém, para indústrias de bens de capital maduras, apontam que prevalece o efeito positivo da concentração setorial, ou externalidades Marshall-Arrow-Romer (MAR), enquanto a diversidade de setores não impacta o emprego regional ou local. Contudo, para novas indústrias, em especial do setor tecnológico, são observados efeitos positivos de ambas as externalidades.

Combes (2000) analisou o crescimento do emprego industrial em 341 áreas locais francesas para o período 1984-1993. Para tanto, utilizou-se de 54 setores industriais e 42 setores de serviços, e estudou o impacto da especialização e da diversidade, da competição, do tamanho médio das plantas e da densidade total do emprego. A principal conclusão sustenta que os efeitos diferem entre os setores industriais e de serviços. Para os setores industriais a densidade, a competição e o tamanho das plantas reduzem o emprego, enquanto, para alguns setores também a especialização e a diversidade apresentaram impacto positivo sobre o emprego local. Viladecans-Marsal (2004) distingue dois tipos de economia de aglomeração: economias de urbanização, associadas a população e emprego municipal, e aglomeração de diversidade da estrutura produtiva local. Então, estudam o impacto destes tipos de aglomeração sobre o emprego em diversos setores industriais nos municípios espanhóis. Os resultados obtidos indicam que tanto as economias de urbanização quanto de localização afetam positivamente o padrão de emprego local, sendo a primeira mais preeminente em setores tecnologicamente avançados e a segunda em setores mais tradicionais.

Blien e Suedekum (2005), retomam o estudo dos efeitos das externalidades MAR e de Jacobs (1969) sobre o crescimento do emprego da indústria e do setor serviços em 438 distritos alemães entre 1993 e 2001. Os resultados indicam que tanto as externalidades MAR quanto de

Jacobs (1969) afetam positivamente a indústria. O setor serviços só é beneficiado por externalidades de tipo MAR.

Na mesma linha Blien et al (2006) analisaram efeitos dinâmicos das aglomerações sobre o crescimento do emprego nas regiões da Alemanha entre 1980 e 2001. Para tanto, utilizam um painel dinâmico para dados de emprego da indústria e do setor serviços de 326 distritos alemães. A externalidade decorrente da diversidade e da especialização impacta positivamente tanto o setor industrial como o setor serviços. Já a externalidade decorrente da estrutura local de capital humano apresentou influência positiva apenas sobre o setor industrial.

Badia e Figueiredo (2007) utilizam um painel dinâmico e externalidades de tipo tipo MAR e de Jacobs (1969) para estudar o impacto das economias de aglomeração sobre o crescimento do emprego em diversos setores industriais no Brasil. Encontram que tanto a diversidade industrial quanto a escala passada da indústria e o grau de competição com o qual as firmas desta indústria se deparam impactam positivamente o crescimento do emprego industrial nas cidades brasileiras. Matlaba et al (2012) comparam estimativas dos efeitos de externalidades sobre o emprego para 26 estados brasileiros. Para a análise em *cross section* os autores reportam efeitos positivos das externalidades de Jacobs (1969) e de Porter (1990) e para dados em painel encontram efeitos benéficos das externalidades MAR e de Porter (1990).

Embora a literatura sobre os impactos das recessões sobre o emprego em escala agregada para países seja ampla³, o estudo dos efeitos locais das recessões da sua relação com as economias de aglomeração são menos explorados. Trabalhos nessa linha são raros. Brunello e Langella (2016), por exemplo, analisam o impacto da crise econômica global de 2008 sobre o empreendedorismo em regiões italianas. Guiso e Schivardi (2007), na mesma direção, mas um pouco diferente, estudaram os efeitos de *spillovers* tecnológicos sobre distritos industriais.

4.2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA E BASE DE DADOS

Para observar o efeito da recessão de 2008, em diferentes níveis de aglomeração, sobre os municípios brasileiros utilizou-se a estratégia *difference-in-differences* para cinco amostras diferentes de municípios, resumidas na Tabela 15. Para o análise do comportamento do emprego total foram empregadas as primeiras três amostras, enquanto que para análise do emprego na indústria as duas amostras restantes. Na definição das amostras buscou-se eliminar

³ Ver Shimer (2010).

municípios com nível de emprego excessivamente baixo. Essa estratégia visa eliminar possíveis efeitos de escala sobre as taxas de crescimento observadas.

A distinção entre níveis de aglomeração dos municípios foi feita através das densidades⁴ populacionais locais observadas no ano de 2003. Cada amostra foi dividida em quartis por densidade populacional. Os municípios do quartil superior são considerados de alta aglomeração e os do quartil inferior de baixa aglomeração.

O objetivo é testar, via modelos *difference-in-differences*⁵, se as taxas de crescimento do emprego nos municípios de alta aglomeração foram mais ou menos impactados após a crise econômica de 2008, quando comparadas aos municípios baixa aglomeração. Para as aplicações empíricas presentes nas cinco amostras foram utilizados 5.559 municípios brasileiros no período de 2003 a 2011.

O modelo básico estimado, com uma especificação *difference-in-differences*, para os i municípios presentes em cada amostra, pode ser expresso por:

$$gEmp_{it} = \beta_0 + \beta_j J + \beta_q Q + \beta_d J \cdot Q + \beta_x gX_{it} + \beta_s gS_{it} + \beta_m gM_{it} + u_{it} \quad (36)$$

O modelo busca observar o comportamento do crescimento do emprego $gEmp_{it}$, como função do período (pré e pós-recessão) e do nível de aglomeração (alta ou baixa), além de variáveis⁶ de controle adicionais.

O crescimento do emprego $gEmp_{it}$ pode ser expresso por:

$$gEmp_{it} = \log Emp_{it} - \log Emp_{it-1} \quad (37)$$

Onde Emp_{it} representa o nível de emprego no município i no período t .

Observe-se que é possível utilizar efeitos fixos temporais $\beta_j J$, com $J = 1$ para período pós-recessão (2008-2011) e $J = 0$ para períodos anteriores a recessão (2003-2007). Já os efeitos espaciais são detectados por $\beta_q Q$, onde $Q = 1$ indica os municípios do grupo de alta aglomeração e $Q = 0$ indica os municípios que fazem parte do grupo de baixa aglomeração em

⁴ A utilização da densidade populacional como indicador do nível de aglomeração remonta ao trabalho de Ciccone e Hall (1996) e é empregada em diversos trabalhos, ver Combes e Gobillon (2015).

⁵ A utilização do método *difference-in-differences* em economia regional e urbana pode ser vista, por exemplo, em Redding e Sturm (2008), Greenstone et al (2010), Baum-Snow e Lutz (2011) e Brunello e Langrella (2016).

⁶ As variáveis apresentadas são especificadas em taxas de crescimento, exceto aquelas fixas no tempo.

2003. Já as variáveis gX_{it} , gS_{it} e gM_{it} são variáveis de controles adicionais para características locais, respectivamente, mercado de trabalho, indústria no município e amenidades locais.

Assim, a estimação de $\hat{\beta}_d$ captura o efeito *dif-in-dif* entre a variação do emprego antes e depois da recessão e entre os grupos com alta e baixa aglomeração:

$$\hat{\beta}_d = [E(gEmp|gX, gS, gM, Q = 1, J = 1) - E(gEmp|gX, gS, gM, Q = 1, J = 0)] - [E(gEmp|gX, gS, gM, Q = 0, J = 1) - E(gEmp|gX, gS, gM, Q = 0, J = 0)] \quad (38)$$

Por sua vez, o parâmetro β_q irá capturar diferenças observadas no crescimento do emprego entre os dois grupos, de alta e de baixa aglomeração, independentemente da recessão, enquanto o parâmetro β_j irá capturar efeitos da recessão que são comuns aos dois grupos de municípios.

As variáveis gX_{it} , gS_{it} e gM_{it} presentes na expressão (36) tem como objetivo acrescentar controles que capturam os efeitos da composição do mercado de trabalho, composição da indústria e setores, e das amenidades dos municípios sobre o crescimento do emprego⁷ no período. Para as estimações do efeito das aglomerações sobre o crescimento do emprego na indústria de transformação as variáveis de controle referem-se apenas a própria indústria de transformação.

As variáveis de composição do mercado de trabalho gX_{it} , para os i municípios da amostra utilizadas foram: crescimento dos salários (gW_{it}), crescimento do percentual de trabalhadores de alta qualificação (gHS_{it}), crescimento do percentual de trabalhadores com baixa qualificação (gHL_{it}), crescimento da participação percentual feminina e masculina na força de trabalho ($gWomen_{it}$). O crescimento dos salários⁸, por sua vez, foi definido por $gW_{it} = \log W_{it} - \log W_{it-1}$. Onde W_{it} são os salários médios no período t e no município i .

Observe-se que o percentual de trabalhadores com alta qualificação HS_{it} é obtido a partir da divisão do total de trabalhadores com pelo menos o ensino superior completo (LH_{it}) dividido pelo total de trabalhadores no município (L_{it}), tem-se então que: $HS_{it} = LH_{it}/L_{it}$ e $gHS_{it} = HS_{it} - HS_{it-1}$. Para o percentual de trabalhadores com baixa qualificação (HL_{it})

⁷ Trabalhadores de todos os setores.

⁸ Glaeser et al (1992).

dividiu-se o total de trabalhadores com no máximo o ensino fundamental completo (LL_{it}) pelo total de trabalhadores municipal (L_{it}): $HL_{it} = LL_{it}/L_{it}$ e $gHL_{it} = HL_{it} - HL_{it-1}$ ⁹.

A participação percentual do trabalho feminino é definida por $Women_{it} = LWomen_{it}/L_{it}$. As taxas de variação são expressas por $gWomen_{it} = Women_{it} - Women_{it-1}$ ¹⁰. Como aumentos na participação feminina resultam em diminuição da participação masculina, a variável pode ser usada também para observar o impacto da participação masculina na força de trabalho.

Como controles para atividades setoriais utilizou-se a variação na proporção da agricultura (A), dada por (gA_{it}) e da indústria (I), dada por (gI_{it}), para i municípios e t períodos. Estimadas da seguinte forma:

$$gk_{it} = \frac{Lk_{it}}{L_{it}} - \frac{Lk_{it-1}}{L_{it-1}} \quad (39)$$

Onde $k = A, I$, ou seja, cada um dos setores analisados. Os empregos setoriais são dados por Lk_{it} e Lk_{it-1} e os empregos totais nos períodos t e $t - 1$ no município i são L_{it} e L_{it-1} .

Usou-se também o grau de especialização local como variável de controle. Para mensurar o grau de especialização do município estimou-se o índice de Hirschman-Herfindahl (HHI_{it}), expresso por:

$$HHI_{it} = \left(\sum_s \frac{L_{sit}}{L_{it}} \right)^2 \quad (40)$$

Onde L_{sit} é o emprego no setor industrial s , no município i e no período t , e L_{it} é o emprego somando todos os s setores no município i . Para os modelos em que a variável dependente foi o crescimento emprego total do município foram utilizados 63 setores envolvendo agricultura, indústria e comércio/serviços. Para modelos em que a variável dependente foi o crescimento do emprego na indústria de transformação foram utilizados 22 setores. A divisão setorial utilizada foi o CNAE 95 (Classificação Nacional das Atividades

⁹ Como essas variáveis são expressas em taxa percentual, optou-se por não as utilizar em uma especificação logarítmica para estimar o crescimento de H.

¹⁰ Não se utilizou especificação logarítmica pois as variáveis já estavam em taxa percentual.

Econômicas) definido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A taxa de crescimento do índice é dada por $gHHI_{it} = \log HHI_{it} - \log HHI_{it-1}$.

Para capturar os efeitos de amenidades locais utilizou-se também as seguintes variáveis de controle para cada município: latitude (Lat_i), longitude (Lon_i). Essas variáveis visam controlar o efeito de características como pluviosidade e temperatura no comportamento do crescimento do emprego local.

Além da especificação básica presente na expressão (36), estimou-se outras especificações do modelo que decompõem o efeito da recessão sobre os grupos para cada ano após 2008, de tal forma que é possível estimar a duração do impacto da crise de 2008 sobre o crescimento do emprego local.

Para evitar possíveis problemas com autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos u_{it} foram utilizados, como usual, erros padrão robustos propostos por Arellano (1987). Além disso, como apontam Bertrand et al (2004), Angrist e Pischke (2008) e Redding e Sturm (2008), as estimações dos erros padrão convencionais podem ser inconsistentes o que justifica a utilização de clusters nos resíduos. Assim sendo, os resíduos foram agrupados em clusters de município.

Os dados relacionados às variáveis associadas ao crescimento do emprego, à composição da mão de obra e à composição setorial dos municípios foram extraídas da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego. Essas variáveis referem-se aos vínculos ativos em 31 de dezembro de cada ano. As variáveis com aspectos geográficos como latitude e longitude nos municípios foram extraídas das bases do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Também do IBGE foram obtidas as populações e áreas municipais utilizadas para a construção das densidades populacionais. Quanto à escolha do período, optou-se por abranger os anos de 2003-2011, possibilitando observar-se o crescimento do emprego para quatro anos antes da recessão ocorrida a partir da segunda metade de 2008, e quatro anos após a recessão.

4.3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E COMPOSIÇÃO DAS AMOSTRAS

A caracterização das amostras de municípios brasileiros¹¹ usada na pesquisa está sumarizada na Tabela 15. Observe-se que as três primeiras amostras foram utilizadas para as

¹¹ Seguindo Brunello e Langella (2016), a definição dos grupos de alta e baixa aglomeração utilizada é de 2003, de tal forma que é possível trata-la como exógena a crise de 2008, com relativa segurança.

regressões cuja variável dependente é a taxa de crescimento do emprego municipal total, enquanto as outras duas amostras foram utilizadas para as regressões cuja variável dependente é o crescimento do emprego na indústria de transformação. Para as três primeiras amostras o indicador definidor dos grupos é o nível populacional do município, assim, por exemplo, a Amostra 2 é composta pelos municípios correspondentes aos 25% mais populosos do Brasil e a Amostra 3 apenas pelos municípios brasileiros com mais de cem mil habitantes, ambas para o período de 2003. Já as três amostras seguintes utilizam municípios com nível de emprego na indústria de transformação no ano de 2003 igual ou superior a 500 e 1000 trabalhadores, respectivamente.

Essa participação dos municípios busca evitar a utilização de municípios com nível de emprego, total ou industrial, igual ou muito próximo a zero em algum período. O segundo objetivo é controlar para possíveis efeitos de escala, já que municípios com nível de emprego excessivamente baixos poderiam apresentar taxas de variação do emprego elevadas, distorcendo os efeitos das aglomerações. O último objetivo da estratégia de partição em grupos de municípios é analisar se os efeitos estimados persistem mesmo com amostras mais homogêneas em termos de aglomeração.

Tabela 15 – Definição das amostras utilizadas

Amostra 1	Total de 5,559 Municípios com dados sobre o emprego disponíveis para o período 2003-2011.
Amostra 2	Total de 1,389 Municípios, representado pelos 25% mais populosos em 2003, presentes na Amostra 1
Amostra 3	Total de 239 Municípios, presentes na Amostra 1, com população superior a 100,000 habitantes em 2003.
Amostra 4	Total de 1,123 Municípios, presentes na Amostra 1, com número de trabalhadores na indústria de transformação superior a 500 em 2003.
Amostra 5	Total de 784 Municípios, presentes na Amostra 1, com número de trabalhadores na indústria de transformação superior a 1,000 em 2003.

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

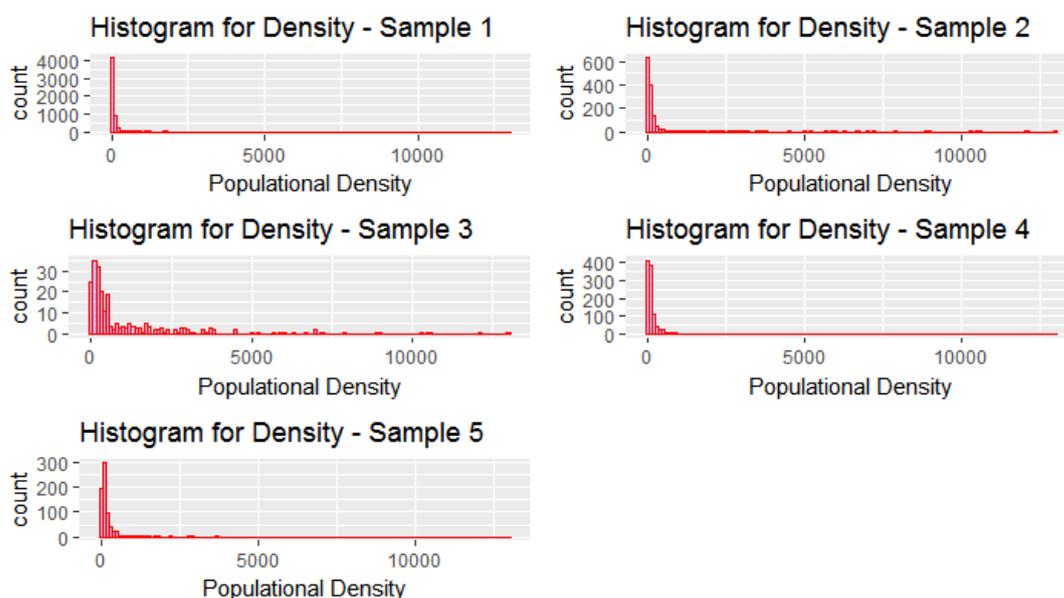
É possível observar que a distribuição espacial de municípios brasileiros é heterogênea entre os estados brasileiros (Tabela 16) com uma concentração expressiva de municípios no Sudeste-Sul, enquanto o Norte apresenta menor número total de municípios. Essa heterogeneidade espacial na distribuição dos municípios é um indicativo da existência de

aglomerações econômicas nas regiões Sul e Sudeste. Esse padrão é reforçado ao impor restrições nas amostras baseadas no tamanho da população e no nível de emprego industrial.

Após definir as amostras, foram construídos, a partir das densidades populacionais dos municípios, ou seja, pelo número de habitantes por quilômetro quadrado, os grupos de municípios considerados de alta e baixa aglomeração. A densidade pode depender de maneira crucial das unidades espaciais escolhidas, o que pode levar a problemas de estimação, como apontam Briant et al (2010). Portanto, ao escolher a unidade referencia municípios buscou-se minimizar ao máximo o efeito da heterogeneidade nas densidades locais.

A Figura 9 apresenta os histogramas da densidade populacional dos municípios brasileiros presentes nas cinco amostras, com as escalas utilizadas sendo de 100 pessoas por quilômetro quadrado. De maneira geral, as densidades populacionais no Brasil são baixas para a maioria dos municípios. Para a amostra 1, por exemplo, dos 5.559 municípios utilizados, mais de 4.000 apresentam densidade populacional menor que 100 habitantes por quilômetro quadrado. Na amostra 3, apenas com municípios com população superior a 100.000 habitantes o padrão se altera sensivelmente, com a distribuição menos concentrada nas menores densidades. Para as amostras em que foi utilizado o emprego industrial como fator de exclusão, as concentrações mostraram-se semelhantes à distribuição da população. A Figura 10 apresenta o mapa com os quartis da densidade populacional dos municípios brasileiros, com as cores mais escuras indicando cidades mais densas.

Figura 9 – Histograma da densidade populacional dos municípios brasileiros presentes nas cinco amostras

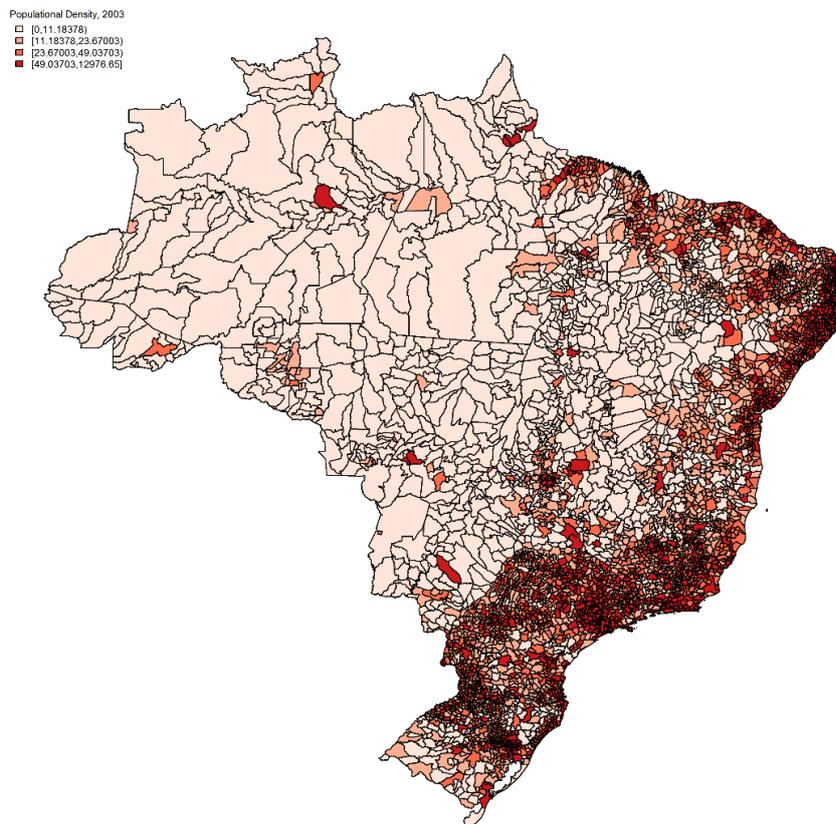


Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Embora o processo de aglomeração seja dinâmico o processo de formação dos centros urbanos em geral é lento, muitas vezes dependendo de fatores históricos (Fujita e Thisse, 2013). Como o período analisado aqui é relativamente curto é de se esperar que os grupos distintos de municípios se mantenham relativamente estáveis em termos de densidade populacional no período. Nesse sentido, a Tabela 17 apresenta os máximos, mínimos, os quartis e a mediana das densidades populacionais para cada amostra em 2003 e 2011.

Para distinguir os municípios de alta e baixa aglomeração ($Q = 1$ para os municípios do grupo de alta aglomeração e $Q = 0$ para o grupo com baixa aglomeração no modelo a ser estimado), foram estimados a distribuição por quartis para cada amostra em 2003 (Tabela 17). Observe-se que para a Amostra 1, por exemplo, o grupo de baixa aglomeração foi constituído de municípios com densidade entre 0.14 a 11.24, enquanto os municípios de alta aglomeração apresentaram densidade entre 49.21 e 12,976.

Figura 10 – Quartis das densidades populacionais dos municípios brasileiros



Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Tabela 16 – Participação dos estados em cada amostra

	Amostra 1		Amostra 2		Amostra 3		Amostra 4		Amostra 5	
	Municípios	Percentual em Relação ao Total								
AC	22	0.40%	5	0.36%	1	0.42%	1	0.09%	1	0.13%
AL	102	1.83%	33	2.38%	2	0.84%	21	1.87%	20	2.55%
AM	62	1.12%	27	1.94%	1	0.42%	2	0.18%	2	0.26%
AP	16	0.29%	3	0.22%	1	0.42%	1	0.09%	1	0.13%
BA	417	7.50%	139	10.01%	14	5.86%	40	3.56%	28	3.57%
CE	184	3.31%	82	5.90%	6	2.51%	25	2.23%	21	2.68%
DF	1	0.02%	1	0.07%	1	0.42%	1	0.09%	1	0.13%
ES	78	1.40%	28	2.02%	7	2.93%	19	1.69%	10	1.28%
GO	245	4.41%	42	3.02%	7	2.93%	33	2.94%	19	2.42%
MA	217	3.90%	68	4.90%	6	2.51%	9	0.80%	5	0.64%
MG	853	15.34%	150	10.80%	26	10.88%	147	13.09%	98	12.50%
MS	77	1.39%	18	1.30%	2	0.84%	16	1.42%	8	1.02%
MT	139	2.50%	22	1.58%	3	1.26%	30	2.67%	14	1.79%
PA	143	2.57%	83	5.98%	7	2.93%	30	2.67%	21	2.68%
PB	223	4.01%	24	1.73%	3	1.26%	11	0.98%	9	1.15%
PE	185	3.33%	83	5.98%	10	4.18%	37	3.29%	26	3.32%
PI	222	3.99%	21	1.51%	2	0.84%	5	0.45%	3	0.38%
PR	399	7.18%	77	5.54%	14	5.86%	114	10.15%	77	9.82%
RJ	92	1.65%	58	4.18%	22	9.21%	42	3.74%	31	3.95%
RN	167	3.00%	19	1.37%	3	1.26%	9	0.80%	6	0.77%
RO	52	0.94%	16	1.15%	2	0.84%	10	0.89%	7	0.89%
RR	15	0.27%	1	0.07%	1	0.42%	1	0.09%	0	0.00%
RS	496	8.92%	87	6.26%	17	7.11%	131	11.67%	95	12.12%
SC	293	5.27%	48	3.46%	10	4.18%	119	10.60%	80	10.20%
SE	75	1.35%	18	1.30%	2	0.84%	10	0.89%	8	1.02%
SP	645	11.60%	227	16.34%	67	28.03%	255	22.71%	191	24.36%
TO	139	2.50%	9	0.65%	2	0.84%	4	0.36%	2	0.26%
Total	5559	100.00%	1389	100.00%	239	100.00%	1123	100.00%	784	100.00%

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Tabela 17 – Distribuição dos quartis da densidade populacional dos municípios brasileiros por amostra em 2003 e 2011

	Ano	Máximo	Q3	Mediana	Q1	Mínimo
Amostra 1	2003	12,976.65	49.21	23.71	11.24	0.14
	2011	13,050.54	52.15	24.43	11.62	0.13
Amostra 2	2003	12,976.65	153.92	58.52	21.83	0.23
	2011	13,050.54	167.57	62.87	22.78	0.21
Amostra 3	2003	12,976.65	1,620.67	402.46	150.25	10.38
	2011	13,050.54	1,825.46	450.21	163.98	12.78
Amostra 4	2003	12,976.65	178.72	74.29	33.60	0.51
	2011	13,050.54	198.37	79.68	36.87	0.63
Amostra 5	2003	12,976.65	249.13	106.59	50.59	0.51
	2011	13,050.54	284.06	117.69	55.69	0.63

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

A amostra mais discrepante em relação às outras é a formada pelos municípios com população superior a 100,000 habitantes em 2003 na qual o grupo de baixa aglomeração contempla cidades com densidade entre 10.38 e 159.25 e o grupo de alta aglomeração apresenta cidades com densidades entre 1,620 e 12,976.

Entende-se que a variação nas densidades populacionais poderia gerar viés de seleção na estimação *difference-in-differences* com municípios migrando de grupo ao longo dos períodos (Angrist e Pischke, 2008). No entanto, é possível observar pela Tabela 18, que a maioria dos municípios permaneceu no mesmo quartil de densidade ao longo de todo o período. Assim, entre 2003 e 2011, em todas as cinco amostras utilizadas nas estimações mais de 90% dos municípios permaneceram no mesmo quartil.

Tabela 18 – Municípios presentes no mesmo quartil de distribuição da densidade populacional em 2003 e 2011

	Total de Municípios	Municípios no Mesmo Quartil em 2003 e 2011	Percentual de Municípios no Mesmo Quartil
Amostra 1	5,559	5,150	92.64%
Amostra 2	1,389	1,317	94.82%
Amostra 3	239	231	96.65%
Amostra 4	1,123	1,061	94.48%
Amostra 5	784	742	94.64%

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Tabela 19 – Crescimento médio, máximo e mínimo do emprego total nos municípios brasileiros entre 2003-2011

Amostra	Média	Mínimo		Máximo	
		Município	Taxa	Município	Taxa
1	6.7%	Carnaubeira da Penha-PE	-53.96%	São João do Caru-MA	79.96%
2	6.5%	Fonte Boa-AM	-34.47%	Melgaço-PA	47.40%
3	6.3%	Poá-SP	-4.76%	Boa Vista-RR	14.24%
5	4.7%	Primavera-PE	-73.55%	Timbauba-PE	29.80%
6	4.2%	Primavera-PE	-73.55%	Vitória de Santo Antão-PE	22.54%

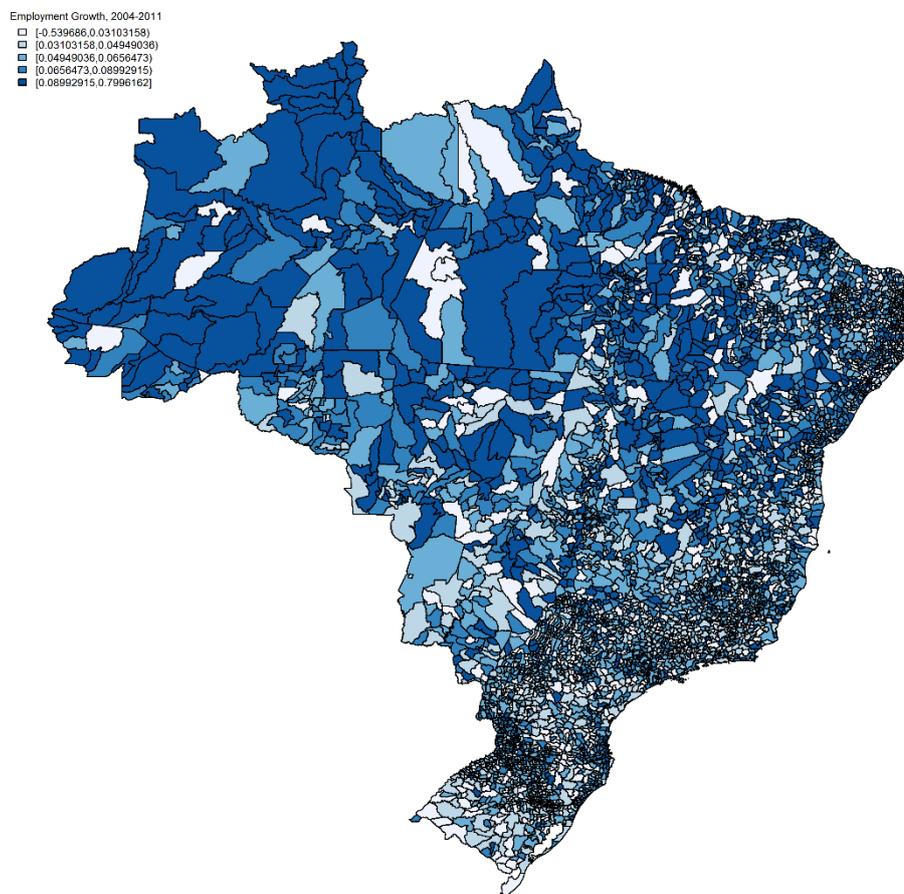
Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

A Tabela 19 apresenta a média, o máximo e o mínimo do crescimento observado do emprego entre 2003-2011 nos municípios brasileiros presentes nas cinco amostras. A média dos crescimentos para a Amostra 1, foi de 6.7% no período, com a menor taxa de crescimento observada (-53,96%) no município de Carnaubeira da Penha em Pernambuco e o maior crescimento observado foi o município de São João do Caru no Maranhão, de 79,96%. A Figura 11 apresenta o crescimento médio do emprego, dividido em quintis, para os municípios brasileiros, onde as cores mais escuras representam os municípios com maior crescimento.

Para as três primeiras amostras considerou-se o crescimento do emprego total. Já para as duas últimas amostras foi considerado o crescimento do emprego na indústria de transformação. É possível observar um crescimento menor no emprego ao considerar apenas a indústria de transformação.

A Figura 12 apresenta o crescimento do emprego para os grupos de alta e baixa aglomeração. Nesse caso, é possível observar que para as duas primeiras amostras que utilizam o emprego total, os municípios de baixa aglomeração apresentaram maior média de crescimento exceto entre os anos de 2007-2008. Para a terceira amostra os municípios de alta aglomeração apresentaram menor crescimento entre 2007 e 2008, e maior crescimento entre 2005-2006, 2006-2007 e 2009-2010.

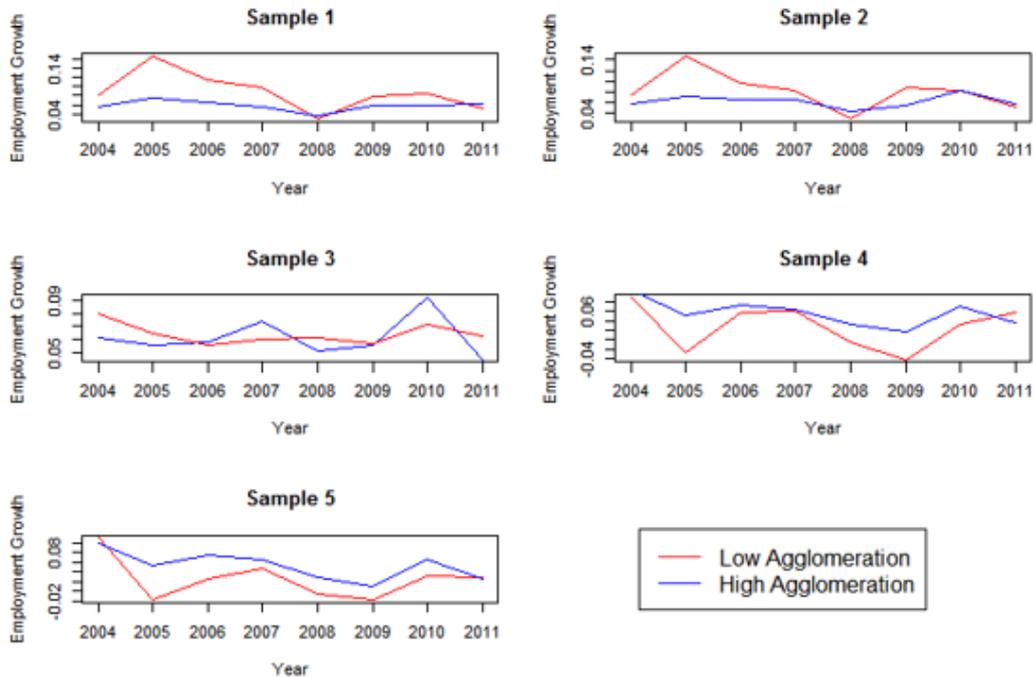
Figura 11 – Crescimento médio do emprego nos municípios brasileiros entre 2004-2011



Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Para o crescimento do emprego na indústria de transformação as duas amostras restantes mostram um crescimento superior para os municípios de alta aglomeração, exceto nos períodos iniciais e finais da série analisada. Para o ano em que ocorreu a recessão é possível observar uma queda mais acentuada do crescimento nos municípios com baixa aglomeração.

Figura 12 – Taxa de Crescimento do Emprego Para os Grupos de Municípios de Alta e Baixa Aglomeração



Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

4.4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A Tabela 20 apresenta os resultados da estimação utilizando o crescimento do emprego total como variável dependente. Para a Amostra 1 os municípios de alta aglomeração apresentaram crescimento menor ao longo do período total, evidenciado pelo parâmetro $\beta_q = -0.024$, enquanto que para o período pós-recessão o crescimento do emprego mostrou-se menor que o anterior a recessão, com $\beta_j = -0.047$. O parâmetro de interesse, que mede a diferença no impacto da recessão sobre os grupos de alta e baixa aglomeração, indica um impacto menor da crise de 2008 sobre os municípios de alta aglomeração, com $\beta_d = 0.042$.

Quanto às variáveis de controle, a participação feminina no mercado de trabalho e a especialização industrial municipal, medida pelo índice de Hirschman-Herfindahl, apresentaram impacto positivo e significativo sobre a geração de emprego local, enquanto que a participação do setor agrícola apresentou impacto negativo. Com relação à latitude, como a mesma possui sinal negativo, o parâmetro positivo indica menor crescimento para os municípios mais distantes do litoral. Já a longitude, o sinal negativo indica maior crescimento para os municípios do Sul do país. Os demais controles não apresentaram significância estatística. Na segunda especificação, decompondo os efeitos da recessão por ano, observa-se

que os municípios de alta aglomeração apresentaram crescimento superior e crescente entre 2008-2011.

Para a segunda amostra, restrita aos municípios que estão entre os 25% mais populosos do país, não se observou diferença de crescimento entre os grupos ao longo de todos os períodos, com β_q não significativo. Para o período pós crise, porém, as taxas de crescimento foram inferiores ao período anterior à crise e o impacto total indica que os municípios de maior aglomeração apresentaram crescimento superior em 0.014. Ao decompor o resultado em todos os anos após a recessão, constata-se que para os anos de 2008 e 2009 não houve diferença nas taxas de crescimento do emprego nessa amostra, com parâmetros não significativos, enquanto que a partir de 2010 houve maior crescimento para os municípios de alta aglomeração. O resultado indica que a recessão teve efeito imediato similar entre os grupos dessa amostra, mas o grupo de alta aglomeração apresentou recuperação mais intensa nos períodos seguintes. Quanto às variáveis de controle, apresentaram significância estatística apenas a participação feminina, a taxa de trabalhadores de baixa qualificação, o índice de especialização e a latitude municipal.

Para a Amostra 3, dos municípios com mais de cem mil habitantes, não se observou diferenças no crescimento entre os períodos anteriores e após recessão (com β_j não significativo). Ainda, para os quatro períodos conjuntos que se seguiram a recessão não houve diferença no crescimento entre os dois grupos (β_d não significativo). Novamente, contudo, os municípios de alta aglomeração apresentaram crescimento maior do que os de baixa aglomeração para o período inteiro, com $\beta_q = 0.011$. Em 2008 não houve diferença no crescimento dos grupos, porém, o grupo de alta aglomeração cresceu menos em 2009. Para 2010 o resultado indica uma recuperação mais robusta dos municípios com alta aglomeração, que, no entanto, voltam a crescer menos em 2011. Para essa amostra os controles que apresentaram significância estatística foram os salários e a parcela de trabalhadores com alta qualificação, o que indica uma maior dependência dos municípios maiores de mão de obra qualificada. Também foram significativos o índice de especialização industrial e a posição geográfica favorável em relação ao litoral.

Tabela 20 – Resultados para a estimação com *difference-in-differences* e crescimento do emprego total como variável dependente

Variáveis	Variável Dependente: Crescimento do Emprego Total					
	Amostra 1		Amostra 2		Amostra 3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Intercepto	0.041*	0.041*	0.144	0.144	0.024	0.023
	(0.022)	(0.022)	(0.035)	(0.035)	(0.019)	(0.019)
Alta Aglomeração (Q)	-0.024***	-0.024***	-0.007	-0.007	0.011**	0.011**
	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.005)
Período pós-crise (J)	-0.047***	-0.047***	-0.019***	-0.019***	-0.002	-0.003
	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.004)	(0.004)
Alta Aglomeração X Período pós-crise	0.042***		0.014*		-0.002	
	(0.006)		(0.007)		(0.006)	
Alta Aglomeração X 2008		0.028***		0.009		-0.007
		(0.007)		(0.008)		(0.008)
Alta Aglomeração X 2009		0.035***		-0.006		-0.019**
		(0.007)		(0.008)		(0.009)
Alta Aglomeração X 2010		0.051***		0.038***		0.030***
		(0.007)		(0.008)		(0.008)
Alta Aglomeração X 2011		0.053***		0.017*		-0.015**
		(0.007)		(0.009)		(0.007)
Salários (gW)	0.018	0.019	-0.201	-0.202	0.239***	0.246***
	(0.088)	(0.088)	(0.169)	(0.169)	(0.068)	(0.068)
Alta Qualificação (gHS)	-0.117	-0.117	0.073	0.074	0.178**	0.195**
	(0.161)	(0.161)	(0.185)	(0.185)	(0.085)	(0.086)
Baixa Qualificação (gLS)	0.141	0.139	0.473*	0.472*	0.188	0.182
	(0.146)	(0.147)	(0.252)	(0.252)	(0.148)	(0.148)
Participação Feminina (gWomen)	1.165***	1.165***	1.538***	1.535***	-0.156	-0.176
	(0.272)	(0.272)	(0.378)	(0.378)	(0.201)	(0.200)
Participação do Setor Agrícola (gA)	-0.696***	-0.696***	-0.296	-0.298	-0.379	-0.375
	(0.164)	(0.164)	(0.242)	(0.242)	(0.255)	(0.257)
Participação do Setor Industrial (gI)	0.043	0.043	-0.043	-0.046	-0.014	-0.025
	(0.159)	(0.159)	(0.224)	(0.224)	(0.211)	(0.209)
Índice de Hirschman-Herfindahl (gHHI)	0.559***	0.560***	0.711***	0.712***	0.336***	0.339***
	(0.055)	(0.055)	(0.081)	(0.081)	(0.032)	(0.031)
Latitude (Lat)	0.003***	0.003***	0.002***	0.002***	0.001***	0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Longitude (Lon)	-0.002***	-0.002***	-0.001	-0.001	-0.001**	-0.001**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
R ²	0.227	0.227	0.430	0.432	0.293	0.317
F-statistic	543.43	435.27	350.02	281.13	32.43	28.98
Total de Municípios	2768	2768	695	695	119	119
Municípios de Alta Aglomeração	1388	1388	347	347	59	59
Municípios de Baixa Aglomeração	1380	1380	348	348	60	60
Períodos	8	8	8	8	8	8
N	22144	22144	5560	5560	952	952

* significativo a um nível de 10% , ** significativo a um nível de 5% , *** significativo a um nível de 1%
 Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

A Tabela 21 apresenta os resultados para análise do crescimento do emprego na indústria de transformação. Destaca-se que para a amostra 4, com municípios que possuíam pelo menos 500 trabalhadores em 2003, o grupo de alta aglomeração apresentou maior crescimento ao longo de todo o período, embora para o período pós-recessão a diferença entre crescimento dos grupos não tenha apresentado significância. Porém, observou-se nos municípios de alta aglomeração um crescimento inferior para os anos de 2009 e 2011.

A mesma análise para a Amostra 5 indica uma diferença negativa no efeito da crise de 2008 entre os grupos de alta e baixa aglomeração, assim, ao considerar todos os quatro anos após a recessão, o grupo de alta aglomeração sofreu um impacto maior da recessão. Ao considerar a decomposição dos períodos pós-crise, os municípios de alta aglomeração cresceram menos ao longo de todo o período e de forma negativa e significativa em 2008, 2009 e 2011. Para as Amostras 4 e 5, os controles que apresentaram significância estatística foram os salários, a parcela de trabalhadores de baixa qualificação e a especialização industrial.

Algumas observações complementares podem ser feitas em relação às estimações realizadas. Ao considerar o emprego total nos municípios, aqueles com alta aglomeração, de maneira geral, apresentaram crescimento superior aos de baixa aglomeração no período pós-recessão. Esse resultado, todavia, contrasta com o obtido ao considerar apenas o crescimento do emprego na indústria de transformação. O segundo ponto que deve ser destacado é que para o emprego total as amostras mais homogêneas apresentaram diferenças mais modestas nas taxas de crescimento entre grupos no período pós-recessão. Quando as amostras utilizadas são mais heterogêneas as diferenças são mais acentuadas e isso pode fortalecer o papel das aglomerações no processo de crescimento do emprego. Por fim, os controles que apresentaram significância estatística variaram de maneira expressiva entre diferentes amostras, o que indica que algumas variáveis podem ser relevantes apenas para estruturas econômicas específicas. Uma exceção foi a apresentada pela variável especialização industrial que teve impacto positivo e significativo em todas as amostras, o que reforça o papel positivo das externalidades MAR sobre o crescimento local no período.

Tabela 21 – Resultados para a estimação com *difference-in-differences* e crescimento do emprego na indústria de transformação como variável dependente

Variáveis	Variável Dependente: Crescimento do Emprego na Indústria de Transformação			
	Amostra 4		Amostra 5	
	(3)	(4)	(5)	(6)
Intercepto	0.079*** (0.027)	0.080*** (0.027)	0.074*** (0.025)	0.075*** (0.025)
Alta Aglomeração (Q)	0.029*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.030*** (0.006)	0.030*** (0.006)
Período pós-crise (J)	-0.031*** (0.007)	-0.031*** (0.007)	-0.025*** (0.008)	-0.025*** (0.008)
Alta Aglomeração X Período pós-crise	-0.013 (0.009)		-0.020** (0.009)	
Alta Aglomeração X 2008		-0.016 (0.011)		-0.020* (0.010)
Alta Aglomeração X 2009		-0.030*** (0.010)		-0.041*** (0.010)
Alta Aglomeração X 2010		0.016 (0.010)		0.009 (0.010)
Alta Aglomeração X 2011		-0.022** (0.011)		-0.029*** (0.010)
Salários (gW)	0.455*** (0.163)	0.451*** (0.163)	0.311*** (0.065)	0.307*** (0.065)
Alta Qualificação (gHS)	-0.912 (0.737)	-0.906 (0.736)	-0.152 (0.488)	-0.149 (0.487)
Baixa Qualificação (gLS)	0.937*** (0.231)	0.937*** (0.232)	1.181*** (0.331)	1.180*** (0.331)
Participação Feminina (gWomen)	-0.036 (0.396)	-0.034 (0.396)	-0.832 (0.622)	-0.824 (0.623)
Índice de Hirschman-Herfindahl (gHHI)	0.535*** (0.085)	0.536*** (0.085)	0.381*** (0.086)	0.382*** (0.086)
Latitude (Lat)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)
Longitude (Lon)	0.001* (0.000)	0.001* (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)
R ²	0.219	0.220	0.250	0.253
F-statistic	125.44	97.33	104.18	81.41
Total de Municípios	560	560	392	392
Municípios de Alta Aglomeração	280	280	196	196
Municípios de Baixa Aglomeração	280	280	196	196
Períodos	8	8	8	8
N	4480	4480	3136	3136

* significante a um nível de 10%, ** significante a um nível de 5%, *** significante a um nível de 1%
Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A recessão ocorrida em 2008 gerou efeitos diversos sobre a economia global e sobre economias de países emergentes como o Brasil. O propósito dessa pesquisa é analisar o impacto daquela crise sobre economias locais no Brasil e, de maneira geral, observou-se um impacto mais severo da crise para os municípios de menor aglomeração. Os municípios com menores

aglomerações apresentaram taxas de crescimento menores, mesmo quando o período pós crise foi decomposto ano a ano. A única exceção observada foi o comportamento da amostra que incluía apenas municípios com mais de cem mil habitantes. Nesse caso, não se detectou diferenças significativas entre os municípios de baixa e alta aglomeração. Contudo, o comportamento do emprego na indústria de transformação, mostrou alta sensibilidade negativa à crise de 2008 nos municípios de maior aglomeração. Ou seja, as taxas observadas de crescimento nesses municípios foram inferiores às taxas de crescimento dos municípios de baixa aglomeração.

Outro aspecto que merece destaque é o papel positivo e significativo da incidência local de trabalhadores de alta qualificação no comportamento do emprego local em municípios com mais de cem mil habitantes. Entre as variáveis de controle utilizadas, a especialização industrial ou setorial do município é um fator importante para o emprego local e para diminuir o impacto da crise sobre o emprego local. Portanto, o crescimento da especialização implicou no crescimento do emprego local, resultado condizente com o considerado pelas externalidades MAR. Contudo, essa conclusão depende do setor industrial presente em cada região e de como cada setor específico reage a crises econômicas. Esses aspectos demandam pesquisas adicionais.

Normalmente duas forças distintas atuam em direções contrárias numa aglomeração de atividades econômicas. Os *links* verticais entre as indústrias, por exemplo, podem, numa situação de crise econômica, piorar a dinâmica da economia local porque outras indústrias que fazem parte da rede de fornecimento da indústria inicialmente afetada pela crise podem sofrer com a consequente queda da demanda e isso pode desencadear uma crise sistêmica regional. Por outro lado, as externalidades como *sharing*, *matching e learning*, e mesmo externalidades do tipo MAR podem amenizar o impacto inicial da crise econômica e proteger os empregos das economias locais. Assim, o próximo passo da pesquisa é analisar quais forças atuaram para proteger o grupo de municípios com maior aglomeração no Brasil durante a crise de 2008. Esse tipo de pesquisa é importante para melhorar o desenho de políticas regionais efetivas para combater desigualdades regionais e para, por exemplo, minimizar o impacto de crises econômicas sobre as economias regionais menos desenvolvidas.

5 CONCLUSÃO

A presente tese buscou observar, através de três ensaios, aspectos empíricos associados à existência e extensão de economias urbanas e de aglomeração. Para tanto, o foco principal esteve associado ao mercado de trabalho.

O primeiro ensaio testou, sob três abordagens, os efeitos das economias urbanas sobre os salários na região Sul do Brasil em 2016. Os resultados indicaram que existe crescimento médio nos salários ao aumentar as densidades dos municípios, sendo o efeito mais proeminente para as faixas salariais maiores, observadas através dos quantis da distribuição salarial na região. Outro resultado indica a existência de retornos salariais positivos, mas decrescentes com o aumento da densidade populacional dos municípios.

O segundo ensaio observou a desigualdade salarial dentro de um sistema de hierarquia urbana dos municípios da região Sul do Brasil em 2003 e 2016. Através de oito grupos de municípios, em hierarquias distintas, testou-se a existência de um crescimento nos salários médios, a existência de crescimento na desigualdade salarial e a evolução da desigualdade em 2003 e 2016, partindo de hierarquias urbanas menos aglomeradas para mais aglomeradas. Os resultados, de maneira geral, indicaram que os salários médios são maiores nas hierarquias urbanas incluem as maiores cidades do Sul. Embora a média aumente, a desigualdade ou dispersão dos salários, também se mostrou maior nas maiores aglomerações urbanas. Por fim, observou-se, em geral, uma queda na desigualdade salarial dentro de cada hierarquia entre 2003 e 2016.

O terceiro ensaio buscou analisar se a densidade populacional alterou a resposta dos municípios brasileiros, em termos de crescimento do emprego total e na indústria de transformação, à recessão ocorrida em 2008. Os resultados indicaram maior estabilidade no emprego total para municípios com maior aglomeração populacional. Em relação ao emprego da indústria, o efeito foi contrário, com a queda nas taxas crescimento do emprego sendo mais representativas nas grandes aglomerações urbanas.

REFERÊNCIAS

- ABDEL-RAHMAN, H. M.; ANAS, A.. Theories of systems of cities. In: HENDERSON, J. Vernon; THISSE, Jacques. **Handbook of Regional and Urban Economics**. Amsterdã: Elsevier, 2004. p. 2293-2339.
- AITCHISON, J.; AITKEN, C. G. Multivariate binary discrimination by the kernel method. **Biometrika**, v. 63, n. 3, p. 413-420, 1976.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J-S. **Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion**. Princeton: Princeton university press, 2008.
- ARELLANO, M. Computing Robust Standard Errors for Within- groups Estimators. **Oxford bulletin of Economics and Statistics**, v. 49, n. 4, p. 431-434, 1987.
- ATHEY, S.; IMBENS, G. W. Identification and inference in nonlinear difference- in-differences models. **Econometrica**, v. 74, n. 2, p. 431-497, 2006.
- BACOLOD, M.; BLUM, B. S.; STRANGE, W. C. Skills in the city. **Journal of Urban Economics**, v. 65, n. 2, p. 136-153, 2009.
- BADIA, B. D.; FIGUEREDO, L. Impacto das externalidades dinâmicas de escala sobre o crescimento do emprego industrial nas cidades brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza**, v. 10, n. 2, p. 123-167, 2007.
- BARUFI, A. M. B.; HADDAD, E. A.; NIJKAMP, P.. Industrial scope of agglomeration economies in Brazil. **The Annals of Regional Science**, v. 56, n. 3, p. 707-755, 2016.
- BARROS, R. P.; FOGEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006.
- BAUM-SNOW, N.; LUTZ, B. F. School desegregation, school choice, and changes in residential location patterns by race. **American Economic Review**, v. 101, n. 7, p. 3019-46, 2011.
- BAUM-SNOW, N.; PAVAN, R. Understanding the city size wage gap. **The Review of economic studies**, v. 79, n. 1, p. 88-127, 2012.
- BAUM-SNOW, N.; PAVAN, R. Inequality and city size. **Review of Economics and Statistics**, v. 95, n. 5, p. 1535-1548, 2013.
- BAUM-SNOW, N.; FREEDMAN, M.; PAVAN, R. Why has urban inequality increased?. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 10, n. 4, p. 1-42, 2018.
- BEHRENS, K.; ROBERT- NICOUD, F. Survival of the fittest in cities: Urbanisation and inequality. **The Economic Journal**, v. 124, n. 581, p. 1371-1400, 2014.

- BEHRENS, K.; DURANTON, G.; ROBERT-NICOUD, F.. Productive cities: Sorting, selection, and agglomeration. **Journal of Political Economy**, v. 122, n. 3, p. 507-553, 2014.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human resources**, p. 436-455, 1973.
- BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How much should we trust differences-in-differences estimates?. **The Quarterly journal of economics**, v. 119, n. 1, p. 249-275, 2004.
- BLIEN, U.; SUEDEKUM, J. Local Economic Structure and Industry Development in Germany, 1993– 2001. **Economics Bulletin**, v. 15, n. 17, p. 1-8, 2005.
- BLIEN, U.; SUEDEKUM, J.; WOLF, K. Local employment growth in West Germany: A dynamic panel approach. **Labour Economics**, v. 13, n. 4, p. 445-458, 2006.
- BRIANT, A.; COMBES, P.-P.; LAFOURCADE, M. Dots to boxes: Do the size and shape of spatial units jeopardize economic geography estimations?. **Journal of Urban Economics**, v. 67, n. 3, p. 287-302, 2010.
- BRUNELLO, G.; LANGELLA, M.. Local agglomeration, entrepreneurship and the 2008 recession: Evidence from Italian industrial districts. **Regional Science and Urban Economics**, v. 58, p. 104-114, 2016.
- CHAUVIN, J. P. et al. What is different about urbanization in rich and poor countries? Cities in Brazil, China, India and the United States. **Journal of Urban Economics**, v. 98, p. 17-49, 2017.
- CHIQUIAR, D.; HANSON, G. H. International migration, self-selection, and the distribution of wages: Evidence from Mexico and the United States. **Journal of political Economy**, v. 113, n. 2, p. 239-281, 2005.
- CHRISTALLER, W. **Central places in southern Germany**. New Jersey: Prentice Hall, 1966.
- CICCONE, A.; HALL, R. E. Productivity and the Density of Economic Activity. **The American Economic Review**, v. 86, n. 1, p. 54-70, 1996.
- COMBES, P-P. Economic structure and local growth: France, 1984–1993. **Journal of urban economics**, v. 47, n. 3, p. 329-355, 2000.
- COMBES, P-P.; GOBILLON, L. The empirics of agglomeration economies. In. DURANTON, G.; HENDERSON, V.; STRANGE, W. **Handbook of regional and urban economics**. Amsterdã: Elsevier, 2015. p. 247-348, 2015.
- COMBES, P-P.; DURANTON, G.; GOBILLON, L. Spatial wage disparities: Sorting matters!. **Journal of urban economics**, v. 63, n. 2, p. 723-742, 2008.

COMBES, P-P. et al. Estimating agglomeration economies with history, geology, and worker effects. In: GLAESER, E. L. **Agglomeration economics**. Chicago: University of Chicago Press. p. 15-66, 2010.

CRUZ, B. O.; NATICCHIONI, P. **Prêmio salarial urbano e a trajetória da desigualdade: Evidências para o Brasil**. Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2012.

DAVIS, D. R.; DINGEL, J. I. A spatial knowledge economy. **American Economic Review**, v. 109, n. 1, p. 153-70, 2019.

De la ROCA, J.; PUGA, D. Learning by working in big cities. **The Review of Economic Studies**, v. 84, n. 1, p. 106-142, 2017.

DINARDO, J.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T.. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1001-1044, 1996.

DURANTON, G.; PUGA, D. Micro-foundations of urban agglomeration economies. In: HENDERSON, J. V.; THISSE, J-F. **Handbook of Regional and Urban Economics**. Amsterdã: Elsevier. p. 2063-2117, 2004.

EECKHOUT, J.; PINHEIRO, R.; SCHMIDHEINY, K. Spatial sorting. **Journal of Political Economy**, v. 122, n. 3, p. 554-620, 2014.

ELLISON, G.; GLAESER, E. L. The geographic concentration of industry: does natural advantage explain agglomeration?. **American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 311-316, 1999.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953-973, 2009.

FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Decomposition methods in economics. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. **Handbook of labor economics**. Amsterdã: Elsevier. p. 1-102, 2011.

FLORIDA, R. et al. Cities, skills and wages. **Journal of Economic Geography**, v. 12, n. 2, p. 355-377, 2011.

FUJITA, M. A monopolistic competition model of spatial agglomeration: Differentiated product approach. **Regional Science and urban economics**, v. 18, n. 1, p. 87-124, 1988.

FUJITA, M.; THISSE, J-F. **Economics of agglomeration: cities, industrial location, and globalization**. Cambridge: Cambridge university press, 2013.

GLAESER, E. L. **Cities, agglomeration, and spatial equilibrium**. Oxford: Oxford University Press, 2008.

GLAESER, E. L.; MARE, D. C. Cities and skills. **Journal of labor economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, 2001.

GLAESER, E. L. et al. Growth in cities. **Journal of political economy**, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, 1992.

GLAESER, E. L.; RESSEGER, M.; TOBIO, K. Inequality in cities. **Journal of Regional Science**, v. 49, n. 4, p. 617-646, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Regiões de influência das cidades 2007**. Rio de Janeiro, 2008.

GREENSTONE, M.; HORNBECK, R.; MORETTI, E. Identifying agglomeration spillovers: Evidence from winners and losers of large plant openings. **Journal of Political Economy**, v. 118, n. 3, p. 536-598, 2010.

GUIISO, L.; SCHIVARDI, F. Spillovers in industrial districts. **The Economic Journal**, v. 117, n. 516, p. 68-93, 2007.

HAGEMANN, A. Cluster-robust bootstrap inference in quantile regression models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 112, n. 517, p. 446-456, 2017.

HANSON, G. H. Market potential, increasing returns and geographic concentration. **Journal of international economics**, v. 67, n. 1, p. 1-24, 2005.

HENDERSON, J. V. The sizes and types of cities. **The American Economic Review**, v. 64, n. 4, p. 640-656, 1974.

HENDERSON, V.; KUNCORO, A.; TURNER, M. Industrial development in cities. **Journal of political economy**, v. 103, n. 5, p. 1067-1090, 1995.

HEYWOOD, J. S.; PARENT, D. **Performance pay and the white-black wage gap**. Cahier de recherche du CIRPEE, 2009. (Working Paper, 9).

JACOBS, J. **The death and life of great american cities**. New York: Random House, 1969.

KOENKER, R. **Quantile Regression**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

KRUGMAN, Paul. Increasing returns and economic geography. **Journal of political economy**, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.

LEMIEUX, T. Increasing residual wage inequality: Composition effects, noisy data, or rising demand for skill?. **American Economic Review**, v. 96, n. 3, p. 461-498, 2006.

LÖSCH, A. **The economics of location**. New York: John Wiley, 1967.

LI, Q.; RACINE, J. S. **Nonparametric econometrics: theory and practice**. Princeton: Princeton University Press, 2007.

- MACIENTE, A. **The determinants of agglomeration in Brazil**: input-output, labor and knowledge externalities. 2013. Tese em Agricultural and Consumer Economics - University of Illinois at Urbana-Champaign, Urbana-Champaign, 2013.
- MAMELI, F.; FAGGIAN, A.; MCCANN, P. Employment growth in Italian local labour systems: Issues of model specification and sectoral aggregation. **Spatial Economic Analysis**, v. 3, n. 3, p. 343-360, 2008.
- MAMELI, F.; FAGGIAN, A.; MCCANN, P. Estimation of local employment growth: Do sectoral aggregation and industry definition matter?. **Regional Studies**, v. 48, n. 11, p. 1813-1828, 2014.
- MARSHALL, A. **Principles of political economy**. New York: Maxmillan, 1890.
- MATLABA, V. J. et al. Agglomeration externalities and 1981-2006 regional growth in Brazil. **Studies in Regional Science**, v. 42, n. 1, p. 145-161, 2012.
- MICUCCI, G.; DI GIACINTO, V. The producer service sector in Italy: long-term growth and its local determinants. **Spatial Economic Analysis**, v. 4, n. 4, p. 391-425, 2009.
- NEVES JR, E. C. et al. **Skill wage premium and city size**. University of São Paulo (FEA-USP), 2017.
- NEW, M, et al. A high-resolution data set of surface climate over global land areas. **Climate Research**, v.21, p.1- 25, 2002.
- O'NEILL, J. E.; O'NEILL, D. M. What do wage differentials tell about labor market discrimination?. In: POLACHEK, S.W.; CHISWICK, C.; RAPOPORT, H. **The economics of immigration and social diversity**. Bingley: Emerald Group Publishing Limited. p. 293-357, 2006.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International economic review**, v.14, n.3, p. 693-709, 1973.
- PORTNOY, S.; KOENKER R. The Gaussian hare and the Laplacian tortoise: Computability of squared-error versus absolute-error estimators, with discussson. **Stat. Science**, v.12, n.4, p. 279-300, 1997.
- OTTAVIANO, Gianmarco; THISSE, Jacques-François. Agglomeration and economic geography. In: HENDERSON, J. V.; THISSE, J-F. **Handbook of Regional and Urban Economics**. Amsterdã: Elsevier. p. 2563-2608, 2004.
- PORTER, M. E. **The Competitive Advantage of Nations**. New York: Free Press, 1990.
- REDDING, S. J.; STURM, D. M. The costs of remoteness: Evidence from German division and reunification. **American Economic Review**, v. 98, n. 5, p. 1766-97, 2008.
- REDDING, S.; VENABLES, A. J. Economic geography and international inequality. **Journal of international Economics**, v. 62, n. 1, p. 53-82, 2004.

SHIMER, R. **Labor markets and business cycles**. Princeton: Princeton University Press, 2010.

VENABLES, A. J. Equilibrium locations of vertically linked industries. **International economic review**, v.37, n.2, p. 341-359, 1996.

VILADECANS-MARSAL, E. Agglomeration economies and industrial location: city-level evidence. **Journal of Economic geography**, v. 4, n. 5, p. 565-582, 2004.

WANG, M-C.; VAN RYZIN, J. A class of smooth estimators for discrete distributions. **Biometrika**, v. 68, n. 1, p. 301-309, 1981.