

# ABORDAGEM HIERÁRQUICO-ESPACIAL DOS FATORES QUE AFETAM A PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO<sup>1</sup>

Danyella Juliana Martins de Brito<sup>2</sup>

Marcus Vinícius Amaral e Silva<sup>3</sup>

Marta Cristiane Timóteo Rossi<sup>4</sup>

Uma das características mais flagrantes do desemprego é a irregularidade da sua incidência, tanto socialmente quanto espacialmente. Nos últimos anos, pesquisadores e formuladores de política têm demonstrado um crescente interesse no estudo e na interpretação de processos socioeconômicos no nível regional. Neste contexto, estudos a respeito das chances de participação no mercado de trabalho em nível regional ganham uma relevância adicional. Assim, este estudo tem por objetivo analisar como as características individuais e do município no qual os indivíduos estão inseridos influenciam a probabilidade de estarem empregados. Para tanto, é utilizado um modelo *logit* multinível, com dois níveis hierárquicos, um individual e um municipal. Adicionalmente a esta abordagem, aplica-se um modelo hierárquico-espacial, de modo a se contemplar o problema da autocorrelação espacial. Os principais resultados indicam que, no Brasil, têm maior probabilidade de estarem empregados os homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheira. Além disso, nota-se uma forte relação entre os indicadores municipais de renda e saúde – bem como essas variáveis defasadas espacialmente – e as chances de participação no mercado de trabalho.

**Palavras-chave:** mercado de trabalho; *logit* hierárquico-espacial; Brasil.

## SPATIAL HIERARCHICAL APPROACH TO FACTORS AFFECTING PARTICIPATION IN THE BRAZILIAN LABOR MARKET

One of the most significant features of unemployment is the irregularity of their impact, both socially and spatially. In recent years, researchers and policy makers have shown an increasing interest in the study and interpretation of socio-economic processes at regional level. In this context, studies about the chances of participation in the labor market gain some additional relevance. Thus, this study aims to examine how individual and environmental characteristics influence the probability of employment. Therefore, we employed a logit multilevel model with two hierarchical levels: individual and municipal. Additionally to this approach, we use a spatial hierarchical model in order to handle the problem of spatial autocorrelation. The main results indicate that in Brazil, white men with higher education, and who have a spouse/partner, are more likely to be employed. In addition, there is a strong relationship between income and health indicators – as well as these spatially lagged variables – and the chances of participation in the labor market.

**Keywords:** labor market; spatial hierarchical logit; Brazil.

**JEL:** J10; J23; R23.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art7>

2. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON/UFPE). *E-mail:* <danyella.brito@ufpe.br>.

3. Professor do Departamento de Administração da Universidade Federal do Piauí (UFPI). *E-mail:* <vinicius.amaral@ufpi.edu.br>.

4. Pesquisadora da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe). *E-mail:* <martacrossi@gmail.com>.

## 1 INTRODUÇÃO

A partir de 2004, o mercado de trabalho brasileiro passou a apresentar aumento dos salários e redução do desemprego e da informalidade (Saboia, 2014). Porém, a partir de 2015, os dados começam a evidenciar uma clara tendência de diminuição no ritmo do crescimento da economia e no processo de geração de empregos, segundo a evolução da taxa de desemprego calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) por meio da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). A taxa de desocupação, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua, atingiu seu ápice no primeiro trimestre de 2017, chegando a 13,7%, maior valor da série iniciada em 2012, o que representou 14,2 milhões de desempregados.<sup>5</sup> Nesse contexto, as discussões sobre mercado de trabalho – e, de maneira mais específica, a respeito das chances de participação neste mercado – ganham destaque.

Tipicamente a literatura tem utilizado, como fundamentação teórica, o modelo neoclássico da escolha entre trabalho e lazer para análise do comportamento da oferta de trabalho (Borjas, 1996). A decisão na margem extensiva, de trabalhar ou não trabalhar, é tomada em um contexto de maximização de utilidade dos indivíduos. A função de utilidade destes depende, portanto, da quantidade de bens de consumo e horas de lazer; e está sujeita a uma restrição orçamentária, que é afetada pela renda não oriunda do trabalho, pelo tempo, pelo preço dos bens de consumo e pelo preço do lazer. Nesse contexto, o indivíduo participará da força de trabalho sempre que o salário determinado pelo mercado exceder seu salário de reserva, compreendido como a remuneração mínima a qual o trabalhador estaria disposto a aceitar uma oferta de emprego. Espera-se, portanto, que exista uma relação positiva entre a variação salarial e a probabilidade de o indivíduo trabalhar (Borjas, 1996; Giné, Martínez-Bravo e Vidal-Fernández, 2017).

Uma outra linha teórica, chamada de abordagem da racionalidade coletiva, avalia as decisões da família como advindas de um processo de interação dos entes familiares com preferências distintas (Chiappori, 1988; 1992). Em síntese, por essa abordagem, os indivíduos que compõem uma família possuem preferências individuais, apresentando o processo decisório intrafamiliar, a respeito da participação no mercado de trabalho, um resultado eficiente no sentido de Pareto. A alocação Pareto-eficiente deriva de um processo de maximização da utilidade de cada um dos familiares, dada uma restrição orçamentária conjunta. Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) adicionam ao modelo as variáveis denominadas de *fatores distributivos*, que exercem influência sobre a decisão de trabalho, por meio de seu efeito sobre o poder de barganha, sem influenciarem diretamente as preferências individuais.

---

5. Com a pandemia da covid-19, a taxa de desocupação atinge um novo ápice a partir de 2020, alcançando 14,9% de desempregados no mês de setembro.

Alguns estudos aplicam a abordagem da racionalidade coletiva ao mercado de trabalho brasileiro (Marciel, 2008; Fernandes e Scorzafave, 2009; Gruppi, 2018). No geral, eles investigam a alocação do tempo de trabalho entre casais e apontam que o modelo coletivo é adequado ao caso brasileiro.

Os modelos intertemporais de oferta de trabalho foram implementados para capturar o comportamento de participação do indivíduo no mercado de trabalho dentro de uma abordagem de ciclo de vida (Altonji, 1986; Heckman e Macurdy, 1980). Segundo este arcabouço teórico, o número de horas trabalhadas ao longo do ciclo de vida de um indivíduo, em relação a sua idade, pode ser representado por uma função côncava. Em específico, haveria um aumento do número das horas de trabalho até uma determinada idade. Comportamento semelhante seria exibido pelo rendimento do trabalho (Killingsworth, 1983).

Assim, compreender os fatores socioeconômicos, culturais e demográficos associados à entrada do indivíduo na força de trabalho torna-se relevante, e passou a ser o foco de vários estudos nacionais (Scorzafave e Menezes-Filho, 2001; Mattos, Maia e Marques, 2010; Sampaio, 2012; Marinho e Mendes, 2013). Contudo, tais modelos possuem um enfoque no nível do indivíduo, não considerando os problemas de heterogeneidade espacial. A percepção de que as chances de o indivíduo estar empregado também mudam de acordo com aspectos da localização torna-se importante para a análise da oferta de trabalho.

Allegretto, Dube e Reich (2011) estimam os efeitos de políticas na oferta de trabalho de jovens nos Estados Unidos, no período de 1990 a 2009. Comparando a mudança nos níveis de emprego de jovens nos estados que elevam o salário mínimo com os estados próximos que não experimentam nenhum aumento no salário mínimo, os autores verificaram que os resultados encontrados em pesquisas anteriores (um aumento de 10% no salário mínimo reduz o desemprego dos jovens em um pouco mais de 1%) tornaram-se diferentes após o controle por regiões.

Viñuela, Morollón e Fernández-Vásquez (2014) propõem um estudo baseado em dados espacialmente desagregados do Censo da População da Espanha e sua agregação em regiões analíticas, que incorpora ideias da nova geografia econômica. Os resultados, quanto ao efeito do espaço em oportunidades de emprego, sugerem que viver nas grandes cidades ou perto de áreas metropolitanas aumenta as possibilidades de o indivíduo estar empregado.

Nesse sentido, o objetivo deste artigo é analisar como as características individuais e do espaço no qual o indivíduo está inserido influenciam a probabilidade de este estar empregado, no Brasil, em 2010. O principal diferencial deste estudo, em relação aos anteriormente citados, está na incorporação de uma abordagem espacial à análise de probabilidade de participação no mercado de trabalho.

Quanto aos aspectos metodológicos, os fatores individuais e regionais correlacionados com a probabilidade de estar empregado serão tratados por meio de modelo *logit* multinível, com dois níveis hierárquicos, o individual e o municipal. Como a configuração da dependência espacial pode causar problemas na inferência, adicionalmente, utiliza-se um modelo hierárquico-espacial, de modo a se contemplar o problema da autocorrelação espacial.

Em síntese, os resultados apontam que homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheiro têm maior probabilidade de estarem empregados, no cenário brasileiro de análise. Adicionalmente, nota-se a forte relação entre os indicadores municipais de renda e saúde e as chances de participação no mercado de trabalho, e tais efeitos estendem-se para além do município de análise.

Este artigo está dividido em sete seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, apresenta-se uma breve revisão da literatura sobre crescimento do nível de emprego no contexto de economias de aglomeração, bem como alguns trabalhos empíricos sobre o tema. Na terceira seção, são apresentados os efeitos das características dos indivíduos sobre a participação no mercado de trabalho, do ponto de vista teórico. Na quarta seção, é descrita a estratégia metodológica; e na quinta seção, são apresentados os dados e a seleção amostral realizada. A sexta seção traz os resultados obtidos. Na sétima seção, expõem-se as considerações finais.

## 2 ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E EMPREGO: OS ARGUMENTOS TEÓRICOS

A literatura sobre a concentração das atividades no espaço tem origem em Marshall (1920), o qual identifica nas economias externas um dos fatores determinantes para as aglomerações de firmas e pessoas no território. Em contraste com esta teoria, que entende a especialização como fonte de externalidades, Jacobs (1969) sublinha a importância da diversidade das atividades econômicas desenvolvidas nas cidades como um determinante maior e mais relevante de externalidades, pela constituição de um ambiente inovador e a presença de uma força de trabalho altamente produtiva.

A aglomeração gera efeitos externos positivos que aumentam a produtividade e atraem mais emprego, o que, por sua vez, leva a mais aglomeração. Entre esses fatores endógenos dinâmicos, a literatura distingue as externalidades de Jacobs (1969) e externalidades de Marshall-Arrow-Romer (Marshall, 1920; Romer, 1986, Arrow, 1962 *apud* Henderson, 1997). Ambas as externalidades explicam como a aglomeração provoca efeitos positivos na produtividade e no aumento do emprego.

As externalidades de Jacobs aumentam a produtividade e causam efeitos circulares que, finalmente, podem estimular a dinâmica de crescimento do emprego. Neste mecanismo, uma região não precisa, necessariamente, acomodar uma ou

mais indústrias concentradas geograficamente, mas, sim, uma combinação de indústrias diversificadas. As externalidades de Marshall-Arrow-Romer surgem da proximidade a um elevado número de estabelecimentos inter-relacionados, isto é, empresas do mesmo setor. Esta proximidade conduz a uma redução dos custos de transporte (Dauth, 2013).

A teoria de economias de aglomeração traz uma abordagem que integra elementos de economia regional e urbana à economia do trabalho. Nesse contexto, Glaeser *et al.* (1992) buscaram evidências de economias de aglomeração a partir do crescimento do emprego urbano, nos Estados Unidos. As evidências apontaram que a concorrência local e a diversidade urbana são importantes para o crescimento do emprego industrial. Portanto, os benefícios das externalidades positivas inerentes às aglomerações podem agir como fatores determinantes da composição e do nível de emprego de uma localização.

Wheeler (2001) analisa os mercados de trabalho locais, nos quais a aglomeração urbana facilita a busca e o processo de *sorting*. Em uma cidade maior, o custo de busca é menor e as empresas são mais seletivas na contratação de trabalhadores. Como resultado, o tamanho do mercado local tem um efeito positivo sobre a produtividade média e o retorno esperado pela aquisição de habilidades. Glaeser e Maré (2001) investigam o prêmio salarial urbano, definido como o efeito positivo do tamanho das cidades sobre os salários reais. Eles verificam que a aglomeração nas cidades acelera a acumulação de capital humano, o que contribui significativamente para o prêmio salarial urbano.

A origem das economias de aglomeração está presente nas economias externas de escala, conforme afirmado por Marshall (1920). Vagas de emprego e trabalhadores desempregados se deparam com a tecnologia de *matching* com retornos constantes de escala. A aglomeração facilita o *matching* entre o trabalhador de qualificação específica e a vaga específica para ele. A formação de uma força de trabalho altamente especializada, com muitos indivíduos dotados de conhecimentos técnicos similares na mesma localidade, facilita o *matching* empregador-empregado. Os empregadores encontrarão mão de obra qualificada, quando necessitarem, a um custo menor. Isso ocorre devido à oferta de trabalho ser elevada, aumentando os incentivos para investirem nessa localidade, e, então, os indivíduos se depararão com alta empregabilidade, caso decidam abandonar uma firma específica (Galinari e Lemos, 2007).

A heterogeneidade na distribuição espacial do emprego/desemprego pode ser vista como um fenômeno de desequilíbrio, como definido por Marston (1985). As diferentes taxas de desemprego entre regiões geográficas, assim como entre diferentes grupos demográficos e socioeconômicos, podem levar a um desequilíbrio no mercado de trabalho. Isso levaria a um aumento da demanda por trabalhadores

qualificados por parte das empresas, não crescente na mesma proporção que a disponibilidade de trabalhadores com tais qualificações, fato que se mostra mais intenso em regiões menos urbanizadas (Sampaio, 2012).

Uma segunda explicação para certas áreas terem diferentes taxas de desemprego também é fornecida em Marston (1985), com base em Hall (1972) e Rosen (1974). Segundo esses autores, trabalhadores migram para áreas onde novos empregos são criados, até que não haja incentivo adicional para se mover. Em outras palavras, a distribuição espacial da taxa de desemprego é caracterizada por uma utilidade constante em todas as áreas: alta taxa de desemprego em uma região é compensada por outros fatores positivos (por exemplo, serviços locais, condições climáticas, qualidade de vida, preços locais de habitação etc.), que são um desincentivo à migração.

A combinação de algumas características individuais com as heterogeneidades espaciais pode explicar os distintos níveis de participação na força de trabalho. Apesar disso, a maioria das contribuições na literatura empírica (Elhorst, 1995; Partridge e Rickman, 1997; Taylor e Bradley, 1997; Filiztekin, 2009) procurou analisar os determinantes das desigualdades regionais no desemprego apenas por meio de uma especificação agregada, em que a taxa de desemprego em cada região – ou o desvio de um ponto de referência (a média nacional ou a região com menor taxa) – está relacionada às magnitudes dos determinantes do desemprego.

Niebuhr (2003), por sua vez, enfatiza a importância da interação espacial no que diz respeito aos mercados de trabalho regionais da Europa. O autor analisou uma amostra de países, entre 1986 e 2000, a partir de medidas de autocorrelação espacial e métodos econométricos espaciais. Os resultados indicam que existe um significativo grau de dependência espacial entre os mercados de trabalho regionais naquele continente. Regiões marcadas pela elevada taxa de desemprego, bem como áreas caracterizadas por baixos níveis de desemprego, tendem a se aglomerar no espaço.

López-Bazo e Motellón (2013) complementam evidências anteriores das disparidades regionais do desemprego, obtidas de estudos que utilizam dados agregados, com resultados baseados em microdados. Por meio da informação dos indivíduos em cada região da Espanha, foi possível controlar a distribuição espacial do conjunto de características que moldam a probabilidade de um indivíduo estar desempregado e, por agregação, a taxa de desemprego em nível regional. Isso representa uma nova contribuição para a literatura que analisa os efeitos das disparidades regionais no mercado de trabalho (desemprego, emprego e taxas de participação). Os resultados confirmam que as disparidades regionais nas taxas de desemprego são persistentes. Há indícios também de que as diferenças entre as regiões, em termos de suas respectivas dotações das características individuais e

familiares, apenas explicam em parte a diferença entre localidades com taxas mais altas e mais baixas. Além disso, a importância das diferenças no nível educacional entre regiões e o seu impacto são confirmados.

Como a dotação de fatores difere de uma região para outra, a distribuição espacial do emprego não é homogênea. O uso de informações em nível individual, dentro de cada região, permite avaliar a contribuição de diferenças na dotação dos fatores e o impacto das características individuais que determinam a probabilidade de um indivíduo estar desempregado ou empregado (Marston, 1985).

### **3 EFEITOS DAS CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS SOBRE AS CHANCES DE ESTAR EMPREGADO**

Nos últimos anos, a literatura identifica diversos aspectos individuais que podem estar associados com a participação no mercado de trabalho. Fatores como escolaridade, gênero, raça, idade, condição de migrante e características familiares são amplamente discutidos (OECD, 2011; Heckman e Macurdy, 1980; Cacciamali e Hirata, 2005; Kassouf e Silva, 2002; Ramalho e Silveira Neto, 2012; Delazeri e Lima, 2017; Jatobá, 1994; Angrist e Evans, 1998).

Os ganhos futuros de um indivíduo e a sua probabilidade de estar empregado são influenciados pelo seu nível de investimento no próprio capital humano, começando pela educação e continuando com treinamentos profissionais (Becker, 1962). O capital humano acumulado poderia ser ou não específico para uma firma. No caso de ser específico, o conhecimento tem um valor elevado dentro de uma dada empresa e contribui para o aumento da produtividade do trabalhador, mas tem menos valor para outras empresas. No segundo caso, por sua vez, o capital humano geral (voltado para quaisquer firmas) contribui para o aumento da produtividade dos trabalhadores, sendo valioso não só para uma determinada empresa (Ros, 2013).

Quando os trabalhadores igualmente produtivos enfrentam diferentes possibilidades no mercado de trabalho, devido a características observáveis que não impactam em sua produtividade, existem problemas com discriminação (Borjas, 1996). Segundo Arrow (1973), a discriminação é o valor das características pessoais que não estão relacionadas com a produtividade do trabalhador. Características como gênero, raça e etnia não têm papel na determinação da produtividade dos trabalhadores, e em oposição, por exemplo, ao nível educacional, não deveriam enviar nenhum sinal para os empregadores sobre a produtividade.

No entanto, se o custo de obtenção de informações sobre os candidatos é excessivo para o empregador, este possivelmente irá discriminar os grupos que se acredita serem menos capazes, produtivos ou de confiança, para maximizar o lucro. Dessa forma, essas características observáveis passíveis de discriminação, por parte do empregador, podem influenciar a probabilidade de o indivíduo estar empregado ou não.

A relação entre idade e chances de estar empregado também é um ponto bastante discutido na literatura brasileira (Kassouf e Silva, 2002; Reis, 2014; Vieira *et al.*, 2016). A ideia é a de que os anos de vida dos indivíduos podem ser entendidos, em certa medida, como uma *proxy* para a experiência deles. De maneira geral, as taxas de desemprego entre os jovens de 15 a 24 anos de idade no Brasil são elevadas e existem vários problemas econômicos gerados pelo desemprego entre os jovens, a exemplo do aumento da violência e do consumo de álcool e drogas (Kassouf e Silva, 2002). Kassouf e Silva (2002) analisam a probabilidade de emprego dos indivíduos com idade entre 15 e 24 anos, no mercado de trabalho brasileiro. Utilizando-se dos dados da PNAD 1998 e de um modelo *logit* multinomial para as probabilidades dos jovens de estarem inativos, ativos e empregados, ou ativos e desempregados, as autoras percebem, entre outros resultados, que há fortes indícios de existência de discriminação racial, e também que a probabilidade de desemprego é maior para o jovem cuja renda familiar é mais baixa.

Em relação a gênero e participação na força de trabalho, o estudo pioneiro de Mincer (1962) apresenta um modelo de oferta de trabalho das mulheres ao longo do ciclo de vida. No referido modelo, as mulheres escolhem o tempo de dedicação ao mercado de trabalho, com base nas variações de salários e renda. As oportunidades para os filhos e o desemprego do cônjuge influenciam a participação feminina na força de trabalho. Além disso, para o autor, os modelos de escolha entre consumo e lazer não são suficientes para determinar o comportamento das mulheres no mercado de trabalho, uma vez que, na média, elas dedicam uma parte considerável do seu tempo às atividades domésticas e ao cuidado dos filhos. Normalmente, as mulheres substituem horas do mercado de trabalho por produção doméstica e lazer. Por sua vez, os homens substituem o tempo gasto no mercado de trabalho por lazer.

Oaxaca (1973) aponta que cultura, tradição e discriminação tendem a tornar restrita a participação na força de trabalho feminina. Essas influências geram uma distribuição profissional desfavorável das trabalhadoras *vis-à-vis* trabalhadores do sexo masculino e criam diferenças salariais dentro da mesma profissão. O autor estima a extensão média da discriminação contra as trabalhadoras, controlando por diferentes regiões dos Estados Unidos, e fornece uma avaliação quantitativa das fontes de diferencial salarial. Os resultados sugerem que uma substancial diferença entre salários é atribuída ao efeito da discriminação.

Heckman e Macurdy (1980) desenvolvem um modelo das decisões de oferta de trabalho das mulheres casadas ao longo do ciclo de vida em um ambiente de perfeita certeza. O modelo desenvolvido pode ser usado para resolver problemas de truncamento e viés de seleção em painéis longos. Os resultados apontam que a oferta de trabalho é inversamente relacionada com medidas de riqueza ao



longo do ciclo de vida. Ter filhos afeta as decisões de oferta de trabalho e valores futuros das variáveis (planos futuros de fecundidade, número esperado de filhos e expectativas de experiência profissional futura) que determinam as decisões de oferta de trabalho correntes.

Holmlund (1984) discute os efeitos positivos da mobilidade do trabalho. O autor argumenta que os indivíduos que mudaram de emprego muitas vezes tendem a mudar de novo, entre empresas, ocupações ou localizações geográficas. Aqueles que se mudaram recentemente são mais propensos a se mover novamente. Indivíduos com maior mobilidade podem mais facilmente adaptar-se em novos ambientes do que os com mais tempo de empresa. Alguns autores defendem a percepção da migração de trabalhadores entre localizações geográficas como uma forma de investimento em capital humano (Sjaastad, 1962; Borjas, 1996). Apesar disso, as teorias acerca da rotatividade do trabalhador entre empresas têm posicionamentos diversos, e muitos autores apontam que a alta rotatividade da mão de obra é um dos principais fatores que contribuem para a baixa produtividade do trabalho no Brasil, pois reduz os incentivos das firmas em investir no treinamento dos trabalhadores (Cavalcante *et al.*, 2015).

#### 4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Com o objetivo de analisar os fatores individuais e regionais que afetam as chances de um indivíduo estar empregado, ou seja, exercer alguma atividade remunerada, foi utilizada a abordagem *logit* hierárquica. A ideia subjacente a tal procedimento é a de que é possível que características geográficas, atreladas ao ambiente (município) em que o indivíduo está inserido, possam ser expandidas, no sentido de influenciar as chances de ele estar empregado. Além disso, ainda há possibilidades de que existam efeitos de dependência espacial que afetam as chances de trabalho, o que justifica a utilização de um modelo hierárquico-espacial. O primeiro procedimento metodológico faz-se necessário por incorporar a estrutura hierárquica dos dados, o que permite a obtenção de melhores estimativas dos parâmetros. O segundo procedimento, por sua vez, é importante por incorporar efeitos espaciais na análise hierárquica, provenientes dos dados agregados por município.

Assim, consideram-se não apenas os efeitos dos aspectos individuais sobre as chances de o indivíduo estar empregado, mas também o contexto espacial. Os aspectos espaciais são incluídos na tentativa de se compreender se o fato de o indivíduo morar em localidades com certas especificidades do ponto de vista social e produtivo – por exemplo, áreas mais densas/desenvolvidas – afeta tais chances (Glaeser *et al.*, 1992; Feldman e Audretsch, 1999). Metodologicamente, isso é realizado usando-se uma combinação de modelos hierárquicos em dois níveis – individual e municipal – e modelos de regressão espacial das chances de estar empregado.

#### 4.1 Abordagem hierárquica

Para compreender os fatores que afetam as chances de os indivíduos estarem empregados, inicialmente, foi feita uma análise multinível padrão. Esta abordagem consiste na estimação simultânea de duas equações, permitindo uma análise conjunta das variáveis referentes aos indivíduos (nível 1) e das variáveis municipais (nível 2).<sup>6</sup> Dado que a variável dependente neste estudo possui resposta binária, foi adotado um modelo *logit* hierárquico. O primeiro nível é composto por um modelo linear generalizado e pode ser escrito como:

$$\eta_{ij} = \log\left(\frac{\Phi_{ij}}{1-\Phi_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \sum_q \beta_q X_{qij} + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

em que  $\Phi_{ij}$  representa a probabilidade de que o indivíduo  $i$  possua algum emprego remunerado, e  $\eta_{ij}$  são os *log-odds ratio*, ou chances de sucesso, de estar empregado. O subscrito  $i$  refere-se ao indivíduo e  $j$ , ao município no qual este reside. Assim,  $\beta_{0j}$  é o intercepto;  $X_{qij}$  é o valor associado às  $q$  variáveis incluídas no modelo;  $\beta_q$  é o efeito parcial das variáveis nas chances de estar empregado; e  $\varepsilon_{ij}$  é o termo de erro.

No segundo nível, assume-se que o intercepto do nível 1,  $\beta_{0j}$ , varia aleatoriamente entre todos os municípios:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_s \gamma_{0s} W_{sj} + \mu_{0j}, \quad (2)$$

em que  $\gamma_{00}$  é a média de empregos mensurada por meio da variável dependente binária em todos os municípios,  $\gamma_{0s}$  são os coeficientes da regressão no nível municipal,  $W_{sj}$  são os  $S$  preditores no nível municipal e  $\mu_{0j}$  é o incremento para o intercepto associado ao município  $j$ , ou seja, o efeito aleatório, assumido como normalmente distribuído e com variância  $\sigma$ .

A primeira etapa na abordagem hierárquica é a estimação de um modelo nulo. Tal modelo consiste na estimação mais simples possível, englobando apenas o intercepto. A partir dessa estimação, é possível produzir uma estimativa da correlação intraclasse que possibilita avaliar se, do ponto de vista econométrico, há justificativas para se incorporar um segundo nível; ou seja, por intermédio do coeficiente de correlação intraclasse do modelo nulo, pode-se observar se a inclusão do segundo nível ajuda a explicar a variabilidade dos dados do modelo (Hox, 2002). O modelo nulo apresenta a seguinte especificação para o primeiro nível:

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}, \quad (3)$$

6. Segundo Raudenbush e Bryk (2002), essa abordagem reduz o problema referente às falácias ecológica e atomística, uma vez que as variáveis relacionadas aos indivíduos e aos municípios são analisadas em níveis diferentes de agregação. A falácia atomística refere-se às conclusões equivocadamente extraídas de informações individuais, que, na realidade, refletem as relações contextuais. Por seu turno, a falácia ecológica corresponde a conclusões de relações no nível agregado, que, na realidade, são relações que deveriam ser interpretadas no nível individual (Hox, 2002).

em que  $\beta_{0j}$  é o resultado médio para a  $j$ -ésima unidade e  $\varepsilon_{ij}$  é o efeito aleatório associado ao nível 1. Como ressaltado,  $\log(\Phi_{ij}/(1 - \Phi_{ij})) = \eta_{ij}$  e  $\text{Prob}(\text{trabalha} = 1/\beta) = \Phi_{ij}$ . A especificação para o segundo nível é dada por:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j}, \quad (4)$$

com  $\mu_{0j} \sim N(0, \sigma_{00})$ .

Uma vez justificada a inclusão de um segundo nível, o passo seguinte consiste na estimação do modelo multinível não condicional, que contém apenas as variáveis do primeiro nível. Este modelo permite a mensuração da variabilidade associada a este nível. Assim, para este estudo, as equações estimadas para os níveis 1 e 2 são:

$$\begin{aligned} \eta_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{sexo}) + \beta_{2j}(\text{idade}) + \beta_{3j}(\text{raça}) + \beta_{4j}(\text{educação}) + \\ & + \beta_{5j}(\text{conjuge}) + \beta_{6j}(\text{migrante}) + \varepsilon_{ij} \\ \beta_{0j} = & \gamma_{00} + \mu_{0j}. \end{aligned} \quad (5)$$

Por fim, as variáveis municipais, correspondentes ao segundo nível, são incluídas gradativamente no modelo, o que possibilita verificar o quanto cada variável contribui para a redução da variabilidade não condicional associada ao intercepto estimado do modelo de nível 1. Este cálculo é feito por meio do índice de redução proporcional da variância, que representa o percentual da variância do intercepto no modelo nulo que é explicado pela inclusão das variáveis no segundo nível.

#### 4.2 Abordagem hierárquico-espacial

Apesar de os modelos hierárquicos considerarem as heterogeneidades espaciais por meio do efeito aleatório associado às unidades de segundo nível, os municípios, eles não abrangem a autocorrelação espacial, visto que assumem que os erros do nível 2 são independentes e com variância constante. A autocorrelação espacial é algo importante de ser avaliado quando estamos tratando de dados brasileiros, dada a forte heterogeneidade social e econômica no país, que se reflete em uma grande heterogeneidade espacial, em que se observa que as áreas mais próximas são mais similares, em comparação às mais distantes (Riani e Rios-Neto, 2007).

Em síntese, a autocorrelação espacial ocorre quando as variáveis agregadas de um município estão sendo influenciadas, positiva ou negativamente, por aquelas dos municípios vizinhos. O procedimento utilizado para se detectar a autocorrelação

especial é a análise da estatística  $I$  de Moran<sup>7</sup> das variáveis independentes de segundo nível, bem como da variável dependente do modelo.<sup>8</sup>

Caso seja detectada autocorrelação espacial, deve-se buscar um procedimento metodológico que combine as abordagens hierárquica e espacial. Tal modelo é conhecido na literatura como hierárquico-espacial. Assim, caso se observe a existência de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo não condicional, será estimado um modelo *logit* hierárquico-espacial, a fim de se ponderar esse efeito espacial nas estimativas dos parâmetros.

Esse procedimento hierárquico-espacial é baseado, fundamentalmente, no estudo de Morenoff (2003), que avaliou como as variáveis contextuais de vizinhança afetam o peso das crianças ao nascer, para a cidade de Chicago, nos Estados Unidos. No Brasil, importantes análises multiníveis espaciais foram realizadas por Riani e Rios-Neto (2007), para tentar compreender os determinantes individuais e contextuais da matrícula escolar, e Lameira, Gonçalves e Freguglia (2012), para examinar os determinantes individuais e regionais da mobilidade de trabalhadores nas microrregiões do país.

Assim, a utilização de uma abordagem hierárquico-espacial no contexto de análise de participação no mercado de trabalho é uma contribuição metodológica importante deste estudo. Tal como Morenoff (2003), parte-se do pressuposto de que a autocorrelação espacial é dada por intermédio do processo autorregressivo de defasagem espacial, isto é, sobre as chances de ser um trabalhador remunerado (variável dependente):

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \quad (6)$$

em que  $\rho$  é o parâmetro autorregressivo espacial,  $W$  é uma matriz de pesos espaciais,  $X$  é uma matriz de variáveis explanatórias exógenas,  $\beta$  é a matriz de coeficientes da regressão, e  $\varepsilon$  é um vetor de termos de erro aleatório normalmente distribuídos. Morenoff (2003) destaca que, como a equação (6) possui uma variável endógena,  $WY$ , devem-se incluir as variáveis independentes contextuais defasadas espacialmente no segundo nível do modelo de regressão hierárquica, de modo a se contornar esse problema.

7. A estatística  $I$  de Moran é bastante utilizada para análise exploratória espacial de dados e sua fórmula é dada por:  $I = \frac{N \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{S_0 \sum_i (x_i - \mu)^2}$ , em que  $N$  é o número de observações,  $w_{ij}$  é o elemento da matriz  $W$  referente ao par  $i$  e  $j$ ,  $x_i$  e  $x_j$  são os valores das variáveis nos locais  $i$  e  $j$ ,  $\mu$  é a média da variável  $x$ , e  $S_0$  representa a soma de todos os pesos ( $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ ); e, para matrizes padronizadas  $S_0 = N$ . Disponível em: <<https://bit.ly/3J8eurX>>.

8. Como a variável dependente neste estudo é dicotômica (1 se o indivíduo afirma trabalhar; e 0 em caso contrário), e a análise de correlação espacial requer medidas agregadas em unidades geográficas, a variável *trabalha* é medida em termos de taxa por município, ou seja, utiliza-se a razão entre os indivíduos que afirmaram possuir trabalho e a população economicamente ativa do Censo 2010 (IBGE).

No modelo de defasagem espacial, tem-se que o valor de  $Y$  em um local está relacionado com os valores de  $Y$  em locais vizinhos contíguos através de  $\rho$ , mas esse efeito da defasagem espacial na equação (6) pode ser consistente com um dos mecanismos de externalidades espaciais das variáveis  $X$  observadas. Em outras palavras, o coeficiente  $\rho$  não apenas capta o efeito da relação de proximidade espacial da variável dependente  $Y$  entre os vizinhos, mas, também, captura sua proximidade espacial com as covariáveis observadas e não observadas. Essa interpretação da equação (6), que é a representação estrutural do modelo de defasagem espacial, tem como base o processo autorregressivo da variável dependente. Os valores de  $Y$  em uma localidade são uma função dos valores de  $Y$  em seus vizinhos de primeira ordem. Contudo,  $Y$ , para estes vizinhos de primeira ordem, é uma função das variáveis explicativas,  $X$ , do termo de erro,  $\varepsilon$ , e do valor  $Y$  de seus vizinhos de primeira ordem, que, portanto, são os vizinhos de segunda ordem da variável dependente original (Morenoff, 2003). A equação (7) demonstra esse processo autorregressivo:

$$Y = X\beta + \rho WX\beta + \rho^2 W^2 X\beta + \dots + \rho^m W^m X\beta + \varepsilon + \rho W\varepsilon + \rho^2 W^2 \varepsilon + \dots + \rho^m W^m \varepsilon. \quad (7)$$

A equação (7), derivada do processo autorregressivo de defasagem espacial, mostra que  $\rho$  opera através das variáveis observadas  $X$  e do termo de erro  $\varepsilon$ . Portanto, a correlação espacial presente nas variáveis que não foram incluídas no modelo e as externalidades espaciais derivadas das variáveis explicativas são consistentes com o processo de defasagem espacial em (6). Isso implica que a heterogeneidade espacial pode ser captada por meio da estimação de um modelo em que os efeitos espaciais operem apenas em  $X$ , com a seguinte estrutura (Anselin, 2003; Morenoff, 2003):

$$Y = X\beta + \rho WX + \varepsilon. \quad (8)$$

Pode-se notar que este modelo assume que os efeitos espaciais operam apenas por intermédio das variáveis  $X$  observadas – que, na aplicação hierárquica, equivalem às variáveis de segundo nível –, enquanto no modelo de defasagem espacial o processo espacial opera tanto através de variáveis observadas como através das não observadas. E, além disso, como  $WX$  não é endógeno, a equação (8) pode ser diretamente estimada.

Portanto, serão combinadas as abordagens hierárquica e espacial, de modo a serem mais bem compreendidas as variáveis que afetam as chances de um indivíduo estar empregado. A vantagem de combinar essas duas metodologias é que a modelagem hierárquica permite que sejam analisadas conjuntamente as variáveis individuais e as contextuais (municipais) nos distintos níveis de agregação, e a modelagem espacial, por sua vez, possibilita que sejam explorados os possíveis problemas de correlação espacial, o que gera melhores estimativas dos parâmetros das regressões.

## 5 BASE DE DADOS E AMOSTRA UTILIZADA

Para a construção da base de dados em nível individual (nível 1), foram utilizados os microdados do Censo Demográfico 2010.<sup>9</sup> A amostra do nível 1 selecionada inclui apenas indivíduos que declararam participar da população economicamente ativa (informaram estar trabalhando ou procurando emprego) na semana de referência do censo e tinham idade entre 18 e 60 anos. Tal seleção tem o intuito de evitar a inclusão de aposentados e filtrar apenas a população economicamente ativa, que intenciona obter um trabalho remunerado. A amostra final do nível individual foi constituída por 4.949.189 pessoas.

A identificação do indivíduo que afirma trabalhar é realizada com base na ocupação que este exerce no seu trabalho principal. Assim, foram considerados como *trabalhadores* aqueles que declararam estar trabalhando, a partir da informação de sua ocupação, na semana de referência do censo, cujo rendimento no trabalho principal é positivo.<sup>10</sup>

Com base na literatura e a partir dos dados do Censo Demográfico 2010,<sup>11</sup> foi selecionado um conjunto de variáveis explicativas em nível individual para a posterior análise empírica hierárquica, a saber: gênero, raça, idade, nível de instrução, presença de cônjuge e condição de migrante. O quadro A.1, no apêndice A, apresenta a descrição detalhada dessas variáveis, e a tabela 1 mostra a distribuição da população economicamente ativa, empregada e não empregada, por essas características selecionadas. Foram realizados testes *t-student* para diferenças de médias e proporções entre os dois grupos de análise.

TABELA 1  
Características (médias) das variáveis de primeiro nível para os grupos de trabalhadores e não trabalhadores – Brasil (2010)

	Não trabalha	Trabalha	Diferença
Gênero			
Feminino	0,573	0,398	-0,174***
Masculino	0,427	0,602	
Cor			
Branca e amarela	0,398	0,518	0,120***
Preta e parda	0,602	0,482	

(Continua)

9. Disponível em: <<https://bit.ly/3IPTAhY>>.

10. Assim, são considerados, no grupo de indivíduos que trabalham, todos aqueles participantes da população economicamente ativa que afirmaram pertencer a uma das categorias seguintes: "empregado com carteira de trabalho assinada", "militar e funcionários públicos", "empregado sem carteira de trabalho assinada", "conta própria", e "empregador". Por sua vez, os indivíduos que não trabalham são aqueles que afirmaram participar da população economicamente ativa, porém não apresentaram ocupação. Os indivíduos que informaram estar em trabalhos "não remunerado" e para o "próprio consumo" são excluídos da amostra. Também foram retiradas aquelas pessoas cujo rendimento do trabalho principal era superior a R\$ 300 mil, pois tais indivíduos poderiam gerar problemas nas estimações.

11. Disponível em: <<https://bit.ly/3IPTAhY>>.

(Continuação)

	Não trabalha	Trabalha	Diferença
Idade	28,796	34,407	5,611***
Nível de instrução			
Não superior completo	0,952	0,888	
Superior completo	0,048	0,112	-0,064***
Família			
Sem cônjuge ou companheiro	0,574	0,394	
Com cônjuge ou companheiro	0,426	0,606	-0,180***
Migrante			
Não	0,844	0,849	
Sim	0,156	0,151	0,005***
Observações	398.431	4.550.758	-

Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3IPTAhY>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Estatisticamente significativa no nível de: \*\*\* 1%; \*\* 5%; e \* 10%.

A princípio, percebem-se as significativas distinções existentes entre o grupo de indivíduos que afirmaram estar trabalhando e os que afirmaram não estar ocupados, em termos de todos os atributos observados. Da amostra total de indivíduos, 58,77% eram do sexo masculino; percebe-se uma maior proporção relativa de homens que estavam trabalhando em 2010, enquanto a proporção de mulheres que trabalham é significativamente inferior à proporção de mulheres que não trabalham. Na amostra de indivíduos desempregados, 57,3% eram mulheres em busca de uma vaga no mercado de trabalho.

São perceptíveis também, por um lado, a maior participação dos indivíduos de pele parda e preta no grupo de não trabalhadores e, por outro, uma menor participação desses indivíduos entre os que possuem trabalho remunerado. Consequentemente, a proporção de indivíduos que trabalham, de pele preta ou parda,<sup>12</sup> é relativamente menor comparativamente à proporção dos que não trabalham, diferentemente do que ocorre para aqueles de pele branca e amarela. Esse perfil do indivíduo com trabalho remunerado corrobora os achados da literatura de desigualdade de gênero e raça e mercado de trabalho de Arrow (1973), Blinder (1973), Sampaio (2012) e Ros (2013).

12. Foram excluídos da amostra aqueles indivíduos que afirmaram como cor da pele "indígena", dada a heterogeneidade do grupo em questão e a sua pequena representatividade na população ocupada brasileira. Segundo os dados do Censo Demográfico 2010, 52,9% dos indígenas não tinham qualquer tipo de rendimento; ademais, lazer e trabalho não são facilmente separáveis para eles (IBGE, 2010).

O indivíduo que não trabalha é, em média, mais jovem que aquele que possui alguma ocupação. Essa realidade está possivelmente associada à questão da experiência no mercado de trabalho (Menezes-Filho e Picchetti, 2000). Em relação ao nível de instrução, pode-se dizer que aqueles com trabalho remunerado são em média, de certa forma, mais escolarizados. Além disso, é possível notar que há mais trabalhadores com cônjuge ou companheiro, tanto dentro do grupo de trabalhadores como em relação aos não trabalhadores. De fato, é possível que aqueles indivíduos que podem compartilhar as obrigações domésticas e familiares possam se dedicar mais ao trabalho e, sobretudo, tenham mais incentivos para isso, dada a existência dessas obrigações.

A condição de migrante está associada às chances de estar empregado no mercado de trabalho essencialmente por duas vias distintas. Primeiro, os migrantes podem ser, em média, positivamente selecionados. Isso se deve ao fato de que os migrantes são indivíduos menos avessos ao risco e mais empreendedores do que os indivíduos que decidem permanecer no local de nascimento, o que pode afetar as chances de esses indivíduos estarem empregados (Chiswick, 1999; Santos Júnior, Menezes Filho e Ferreira, 2005). Segundo, em contrapartida, é possível que um trabalhador típico que vivenciou uma experiência de migração recente ainda esteja em processo de adaptação, o que afeta as chances deste de se inserir no mercado de trabalho local (Holmlund, 1984). Nesse contexto, apenas é identificada uma participação um pouco mais elevada de migrantes intermunicipais no grupo de não trabalhadores, de 15,6%, contra 15,1% no grupo de trabalhadores.<sup>13</sup> Apesar de ser impossível formular alguma conclusão concisa a partir dessas informações de migração, há um primeiro indício de uma possível associação negativa da condição de migrante relativamente recente com emprego.

A amostra do nível municipal (nível 2) é composta por 5.557 municípios brasileiros.<sup>14</sup> As variáveis municipais explicativas são o IFDM nas áreas de educação e saúde, a densidade populacional e a renda *per capita* média associados ao município de residência de cada indivíduo na amostra (tabela 2).

---

13. A definição de migrante intermunicipal adotada é a de migrante por data fixa, ou seja, engloba aqueles indivíduos que, há cinco anos, encontravam-se morando em um município distinto daquele declarado na data da entrevista do Censo. Por seu turno, o não migrante é classificado como o indivíduo que nasceu e sempre morou no município recenseado.

14. Os municípios de Mojuí dos Campos (PA), Nazária (PI), Pescaria Brava (SC), Balneário Rincão (SC), Pinto Bandeira (RS) e Paraíso das Águas (MS) foram excluídos da análise, pois são municípios recentemente emancipados e não há informações socioeconômicas sobre estes nas fontes de dados governamentais. Dos 5.564 municípios resultantes, sete não apresentaram informações para o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) na área da educação, em 2010, e foram excluídos da amostra.



**TABELA 2**  
**Descrição das variáveis de nível municipal**

Variável	Descrição
Renda <i>per capita</i> (log)	Refere-se ao somatório da renda de todos os indivíduos e o número total desses indivíduos. Fonte: <i>Atlas Brasil</i> .
Densidade populacional	Razão entre o número de habitantes do município e a área deste em quilômetros quadrados. Fonte: elaboração dos autores, a partir dos dados do Ipeadata.
IFDM – Educação	Índice construído com base no atendimento à educação infantil, abandono no ensino fundamental, distorção idade/série do ensino fundamental, docentes com ensino superior no ensino fundamental, média de horas-aula diária no ensino fundamental e nota do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) do ensino fundamental. Fonte: Firjan.
IFDM – Saúde	Índice construído com foco na saúde básica, utilizando os seguintes indicadores: proporção de atendimento adequado de pré-natal, óbitos por causas mal definidas, óbitos infantis por causas evitáveis e internações sensíveis à atenção básica. Fonte: Firjan.

Fontes: Ipeadata (disponível em: <<https://bit.ly/35KSLbl>>; acesso em: 7 jan. 2015); Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (disponível em: <<https://bit.ly/38zDzPc>>; acesso em: 7 jan. 2015); Firjan (disponível em: <<https://bit.ly/3OPxleP>>; acesso em: 9 fev. 2018).

Como mencionado anteriormente, a ideia subjacente à abordagem hierárquica é a de que possivelmente alguns dos componentes que afetam as chances de estar empregado estão associados à estrutura social e produtiva local, daí a inclusão dessas variáveis municipais. O IFDM, nas dimensões educação e saúde, é proposto como uma medida de desenvolvimento municipal, no sentido de que se espera que essa variável capte a relação positiva entre desenvolvimento socioeconômico e melhorias no mercado de trabalho (Glaeser *et al.*, 1992; Feldman e Audretsch, 1999).

O IFDM, além de apresentar um reflexo da conjuntura socioeconômica de um município, destaca o empenho do poder público quanto ao desenvolvimento local, uma vez que engloba indicadores que são, em sua maior parte, de competência municipal. Em sua dimensão educação, o IFDM busca captar a oferta de educação infantil e a qualidade da educação no ensino fundamental, em escolas públicas e privadas. Por sua vez, o IFDM na perspectiva saúde é um reflexo da competência municipal quanto à saúde básica (Firjan, 2018). Na literatura, o indicador é utilizado para mensurar desenvolvimento econômico (Postali e Nishijima, 2011; Pereira e Moreira, 2016). Quanto às variáveis densidade populacional e renda *per capita*, estas são propostas a fim de se observar como o tamanho da cidade e as atividades econômicas afetam as chances de trabalho locais. Em conjunto, espera-se que essas variáveis captem, em certa medida, os efeitos de economias de aglomeração sobre o emprego. Vale destacar que não é de interesse desta pesquisa estabelecer relações de causalidade, mas, sim, estimar e compreender as possíveis correlações existentes entre as variáveis em foco.

Na análise de oferta de trabalho – tanto na estimação de equação salarial como nos modelos de oferta de trabalho na margem extensiva e intensiva –, a literatura admite a existência de atributos não observados do trabalhador – tais como motivação, esforço e aptidão – que podem impactar nos ganhos salariais e apresentar correlação com atributos observados. Há um recorrente problema de endogeneidade, advindo tanto de variáveis omitidas como de simultaneidade. Uma potencial fonte de endogeneidade pode estar atrelada à relação de simultaneidade entre o percentual de indivíduos ocupados e as características municipais. Isso ocorre tanto com o IFDM como com a renda *per capita*. Por exemplo, é possível que uma maior porcentagem de indivíduos ocupados eleve a renda *per capita* de um determinado município (caso a renda média do município aumente com a porcentagem de indivíduos ocupados) e que haja uma causalidade mútua entre essas duas variáveis. Porém, como se modela a probabilidade média de ocupação, no sentido de captar a relação existente entre tal probabilidade e certas características municipais específicas, os resultados obtidos não estabelecem uma relação de causa e efeito. Por sua vez, tais resultados fornecem o grau de associação líquida de interesse, isto é, permitem que seja observada a relação estimada entre a probabilidade média de ocupação e aspectos individuais e municipais, ponderando a autocorrelação espacial.

## 6 RESULTADOS

Utilizando-se a técnica de modelagem hierárquica espacial, proposta por Morenoff (2003), a ideia básica é que as características do modelo espacial – mais precisamente, a autocorrelação espacial – possam ser incorporadas na modelagem hierárquica, que, apesar de não possuir uma natureza espacial, permite que sejam levados em consideração os distintos níveis de agregação em uma mesma análise.

**TABELA 3**  
**Regressões hierárquicas para a probabilidade de estar empregado – Brasil (2010)**

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Modelo 7	
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Intercepto	2,680*** (0,010)	14,590*** (0,144)	0,434*** (0,011)	1,544*** (0,017)	-3,634*** (0,100)	0,026*** (0,003)	0,442*** (0,011)	1,556*** (0,018)	-1,022*** (0,046)	0,360*** (0,016)	-0,678*** (0,037)	0,508*** (0,019)	-3,410*** (0,112)	0,033*** (0,004)
Renda per capita (log)	-	-	0,669*** (0,016)	-	1,952*** (0,032)	-	-	-	-	-	-	-	0,553*** (0,026)	1,739*** (0,045)
Densidade populacional	-	-	-	-	-	-0,000*** (0,000)	0,999*** (0,000)	-	-	-	-	-	-0,000*** (0,000)	0,999*** (0,000)
IFDM educação	-	-	-	-	-	-	-	2,125*** (0,065)	8,373*** (0,548)	-	-	-	0,212** (0,094)	1,237** (0,117)
IFDM saúde	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,649*** (0,053)	5,204*** (0,275)	0,519*** (0,066)	1,681*** (0,111)	2,185*** (0,088)
Sexo: 1 = homem e 0 = mulher	-	0,781*** (0,003)	2,184*** (0,008)	0,782*** (0,003)	2,186*** (0,008)	0,781*** (0,003)	2,184*** (0,008)	0,781*** (0,008)	2,185*** (0,003)	0,781*** (0,008)	2,185*** (0,003)	0,782*** (0,008)	2,185*** (0,003)	0,782*** (0,008)
Idade	-	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)	0,047*** (0,000)
Raça: 1 = branco e amarelo e 0 = preto e pardo	-	0,175*** (0,004)	1,191*** (0,005)	0,167*** (0,004)	1,182*** (0,004)	0,175*** (0,004)	1,191*** (0,005)	0,170*** (0,004)	1,185*** (0,004)	0,170*** (0,004)	1,185*** (0,005)	0,166*** (0,005)	1,181*** (0,004)	0,166*** (0,004)
Nível de instrução: 1 = superior e 0 = não superior	-	0,917*** (0,008)	2,503*** (0,020)	0,916*** (0,008)	2,500*** (0,020)	0,917*** (0,008)	2,503*** (0,020)	0,916*** (0,008)	2,500*** (0,008)	0,917*** (0,020)	2,502*** (0,008)	0,916*** (0,020)	2,500*** (0,008)	0,916*** (0,020)

(Continua)

(Continuação)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Modelo 7	
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Componente fixo														
Vive com o cônjuge: 1 = sim e 0 = não	-	-	0,414*** (0,004)	1,513*** (0,005)	0,415*** (0,004)	1,514*** (0,005)	0,414*** (0,004)	1,513*** (0,005)	0,415*** (0,004)	1,514*** (0,005)	0,414*** (0,004)	1,513*** (0,005)	0,415*** (0,004)	1,514*** (0,005)
Migrante: 1 = sim e 0 = não	-	-	-0,157*** (0,005)	0,854*** (0,004)	-0,163*** (0,005)	0,850*** (0,004)	-0,157*** (0,005)	0,854*** (0,004)	-0,159*** (0,005)	0,853*** (0,004)	-0,160*** (0,005)	0,852*** (0,004)	-0,163*** (0,005)	0,850*** (0,004)
Componente aleatório														
Coefficiente	0,496*** (0,011)		0,446*** (0,010)		0,330*** (0,007)		0,444*** (0,010)		0,363*** (0,008)		0,372*** (0,008)		0,314*** (0,007)	
Variância explicada (%)					26,009		0,448		18,610		16,592		29,596	
Observações														
Nível individual	4,949,189		4,949,189		4,949,189		4,949,189		4,949,189		4,949,189		4,949,189	
Nível municipal	5,557		5,557		5,557		5,557		5,557		5,557		5,557	

Fontes: Censo Demográfico 2010 (disponível em: <<https://bit.ly/3IPTAHY>>); Ipeadata (disponível em: <<https://bit.ly/35K5Lb>>); acesso em: 7 jan. 2015); Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (disponível em: <<https://bit.ly/38ZdZPC>>); acesso em: 7 jan. 2015); Frijan (disponível em: <<https://bit.ly/30PxeP>>); acesso em: 9 fev. 2018).

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Estatisticamente significante no nível de: \*\*\* 1%; \*\* 5%; e \* 10%.

3. Coef. – coeficientes; OR – coeficientes de odds ratios.

A tabela 3 apresenta as estimativas dos coeficientes e dos coeficientes de *odds ratios* das análises multinível para as chances de estar empregado no Brasil.<sup>15</sup> O modelo 1, apresentado nas colunas 1 e 2 da tabela 3, é o modelo ANOVA com efeitos aleatórios; esse modelo é estimado para testar a aleatoriedade dos coeficientes.

Mediante o cálculo do coeficiente de correlação intraclasse (ICC) do modelo 1, é possível observar a variação nas chances de estar empregado atrelada às características municipais.<sup>16</sup> Assim, o  $ICC = 0,131$  indica que 13,1% da variação nas chances de estar empregado em 2010 decorre de diferenças nas chances de estar trabalhando, entre os municípios. Além dos aspectos teóricos já discutidos, o valor desse coeficiente de correlação intraclasse também é fundamental para justificar a utilização da abordagem hierárquica.

Como, para os sete modelos analisados, os coeficientes das variâncias contextuais são estatisticamente diferentes de zero, diz-se que a hipótese nula de intercepto com efeito aleatório é rejeitada. Isso significa que as probabilidades de estar empregado diferem de acordo com o município em que o indivíduo reside, para todos os modelos.

O modelo 2, também chamado de modelo não condicional, inclui apenas as variáveis explicativas associadas às características individuais da amostra.<sup>17</sup> É importante perceber nesse modelo que, apesar de as características individuais explicarem boa parte das chances de estar empregado, ainda há uma relevante proporção da variância que permanece não explicada, dada pelo intercepto.

Nos modelos 3, 4, 5, 6 e 7, são incluídas gradativamente as variáveis de segundo nível. É importante a inclusão gradativa das variáveis do nível 2 para verificar o quanto cada variável contribui para a redução da variabilidade não condicional do intercepto estimada no modelo 2. Uma métrica alternativa para isso é a proporção da variância explicada, que é calculada pela seguinte fórmula:

$$\% \text{ da variância explicada} = \frac{\hat{\sigma}_{00(\text{n\~{a}o-condicional})}^2 - \hat{\sigma}_{00(\text{condicional})}^2}{\hat{\sigma}_{00(\text{n\~{a}o-condicional})}^2}. \quad (8)$$

15. A tabela 3 apresenta uma estatística de percentual da variância explicada para cada modelo estimado em nível municipal, mas não em nível individual. Isso ocorre porque o componente da variância em nível individual é heterocedástico em modelos não lineares (Raudenbush e Bryk, 2002).

16. O coeficiente de correlação intraclasse pode ser calculado como  $ICC = \frac{\sigma_{\alpha_0}^2}{\sigma_{\alpha_0}^2 + \pi^2/3}$ . Como, nos modelos de regressão logística, não é possível estimar os coeficientes e a variância do erro em nível individual no componente aleatório do modelo, a literatura sugere que essa variância do erro seja sempre fixada em um mesmo número, que é  $\pi^2/3 = 3,29$  (Snijders e Bosker, 1999; Raudenbush e Bryk, 2002; Morenoff, 2003).

17. Esse modelo é chamado de não condicional, pois possibilita mensurar a variabilidade não condicional do segundo nível.

Assim, dos modelos 3, 4, 5 e 6 nota-se, por exemplo, que, no modelo 3, a renda *per capita* explica a variabilidade do intercepto em cerca de 26%, representando a variável que mais explica a variabilidade do intercepto. Nos outros modelos, nota-se que o IFDM educação e saúde explicam, respectivamente, a variabilidade do intercepto em 18,61% e 16,59% (modelos 5 e 6), enquanto a densidade populacional é a variável com menor poder de explicação, de 0,45% (modelo 4).

Analisando-se as variáveis de primeiro nível, todas se mostram significativas, com 99% de confiança, e com sinal esperado na maioria dos casos examinados. Os atributos individuais mostraram que homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheira apresentam maior probabilidade de estarem empregados. Segundo Carling, Holmlund e Vejsiu (2001), as razões para as diferenças de gênero provêm de diferentes condições do mercado de trabalho estudado e, também, podem ser associadas ao período da amostragem. Há diversas razões para explicar essas diferenças. Segundo Ros (2013), além do efeito discriminação, uma outra possível explicação pode estar nas expectativas culturais e sociais dos homens (como serem provedores das famílias, por exemplo). Estas diminuem a utilidade de eles estarem desempregados, ou seja, possuem um salário reserva menor comparado ao da mulher. Também a idade tem uma relação positiva com as chances de estar empregado. Neste caso, a teoria aponta que indivíduos mais velhos são mais experientes e, portanto, possuem mais capital humano acumulado e mais chances de estarem empregados. Adicionalmente, é importante destacar que trabalhadores mais velhos empregados são considerados menos propensos a deixarem seus empregos, comparativamente aos mais jovens, dadas as dificuldades de encontrar um novo emprego por conta do efeito discriminação (Arrow, 1973).

Em relação à condição dos migrantes, observa-se que apresentaram, em média, menores chances de estarem empregados. É importante perceber que, de todas as variáveis do primeiro nível, as que mais estão correlacionadas às probabilidades de o indivíduo estar empregado são o nível de instrução e o gênero. Estima-se que, analisando-se o modelo 7, em relação ao gênero, as *odds ratios*<sup>18</sup> de 2,185 correspondem a dizer que um indivíduo do sexo masculino tem, em média, 2,185 a mais de chances de estar empregado, comparativamente às mulheres – ou seja, os homens têm um pouco mais que o dobro de probabilidade de estarem empregados, em relação às mulheres.

---

18. Vale frisar que os coeficientes de *odds ratios* são iguais a 1 quando não é observado efeito algum, menor que 1 se o efeito é negativo e maior que 1 se o efeito é positivo.

Em relação ao nível de instrução, a razão de chances implica que os indivíduos com ensino superior completo possuem, em média, 2,5 vezes a mais de chances de estarem empregados, em relação àqueles que não possuem tal nível de escolaridade. Seguindo essa linha de análise das razões de chances, ainda se pode observar, com base no modelo 7, que os indivíduos que vivem com cônjuge/companheiro têm uma probabilidade de estarem empregados de 51,4% a mais de aqueles que não possuem companheiro. No que concerne à raça, verificou-se que aqueles que se identificam como brancos ou amarelos possuem probabilidade de 18,1% a mais de estarem empregados, comparativamente àqueles que afirmaram ser pretos ou pardos. Os migrantes recentes apresentam 15% a menos de probabilidade de estar trabalhando.

Observando-se os resultados para as variáveis de nível 2, constata-se que um elevado índice de desenvolvimento é um dos fatores municipais mais importantes para o acesso dos indivíduos ao mercado de trabalho. Realizando-se a análise da mudança nas razões de chances para o IFDM, constatou-se que o aumento em 0,1 nessa variável está associado a um aumento de chances de um indivíduo estar empregado em 13,17%, considerando-se a dimensão educação, e em 18,30% na dimensão saúde.<sup>19</sup> O nível de rendimento *per capita* municipal mostrou um efeito direto, de modo que quanto maior o referido nível de rendimento em um determinado município, maiores são as probabilidades de o indivíduo estar trabalhando nessa localidade.

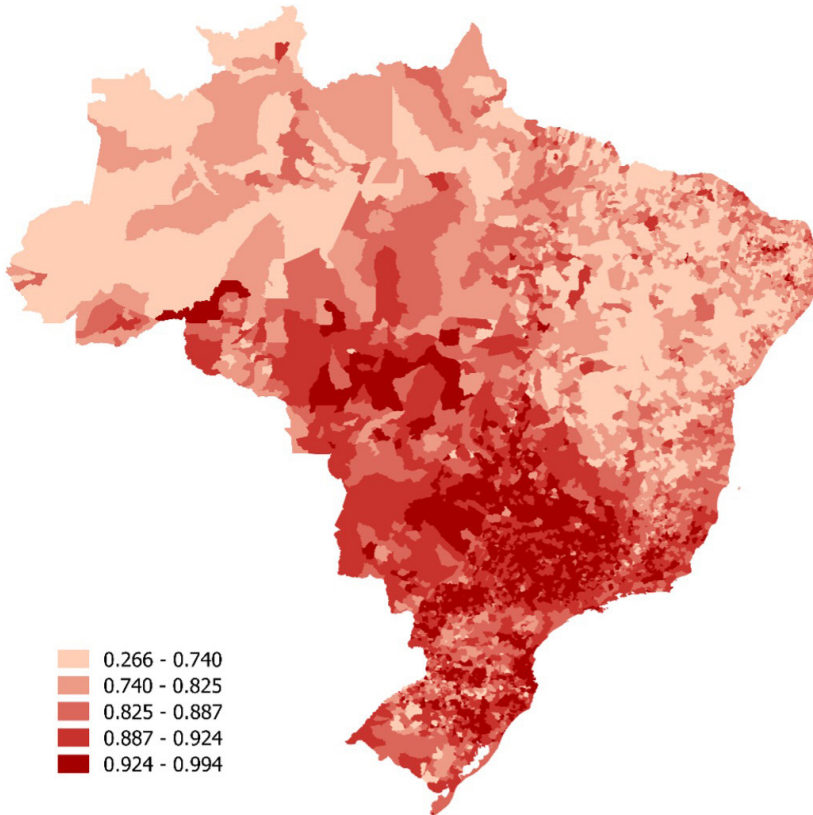
As variáveis municipais incluídas neste estudo estão sujeitas à existência de autocorrelação espacial. Isso significa que pode existir um padrão não aleatório na distribuição espacial dos dados. Segundo Almeida (2012), isso ocorre porque os valores de um atributo em um município podem depender dos valores deste atributo em municípios vizinhos, seguindo um padrão espacial sistemático. A figura 1 mostra a distribuição geográfica da taxa de emprego no Brasil.<sup>20</sup> A análise do mapa revela, claramente, que há uma concentração de altas taxas de emprego nos municípios das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país, enquanto menores taxas de emprego são verificadas nas regiões Norte e Nordeste. Isso dá indícios da presença de autocorrelação espacial para esta variável.

---

19. A mudança da probabilidade dado um aumento de 0,1 do IFDM educação é calculada como:  $OR = e^{0,1 * 1,237}$ . Ver Cameron e Trivedi (2010) para mais detalhes.

20. Essa taxa é medida pela razão entre o número de pessoas de 18 anos ou mais de idade com trabalho remunerado e a população economicamente ativa informada pelo censo.

FIGURA 1  
**Proporção de indivíduos empregados no Brasil (2010)**



Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3IPTAhY>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

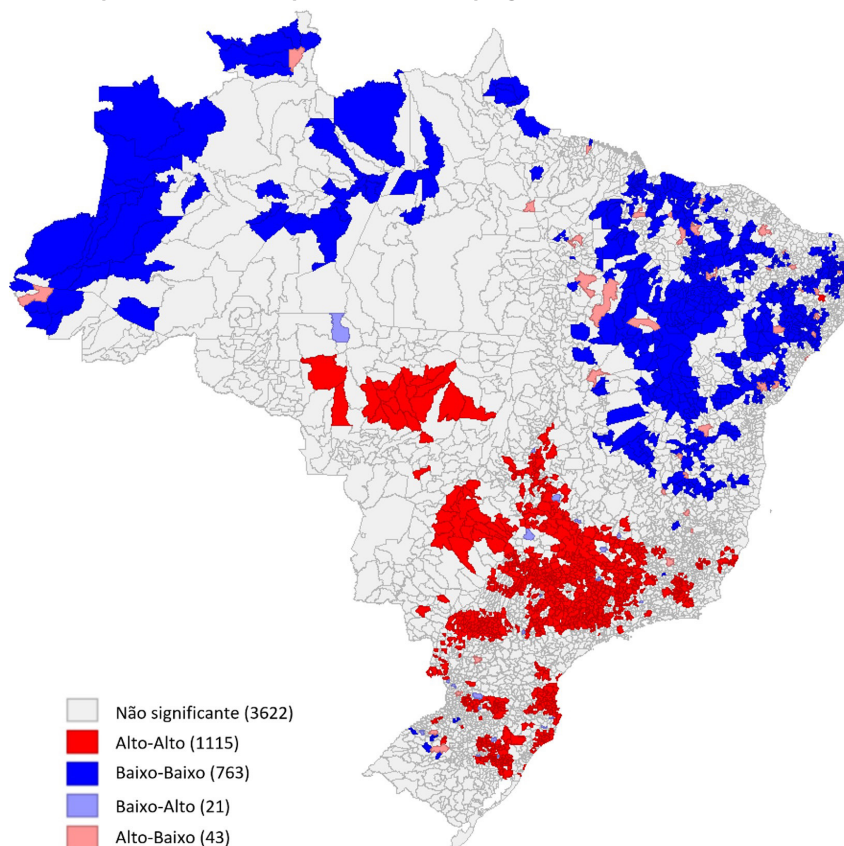
Com o objetivo de examinar a existência de autocorrelação espacial na análise multinível proposta por este estudo, foi implementado o teste *I* de Moran nos resíduos do modelo não condicional. A seleção da matriz de dependência espacial foi dada por meio do procedimento de Baumont (2004),<sup>21</sup> que tenta captar, mediante a escolha da matriz *W*, a maior parte da dependência espacial. Ou seja, seleciona-se a matriz que gere o maior valor, estatisticamente significativo, do *I* de Moran. O índice *I* de Moran com matriz de peso espacial com *k*-vizinhos (*k* = 3) apresentou o maior valor (0,043) e mostrou-se significativo a 1%, indicando que a hipótese nula de aleatoriedade espacial nos resíduos é rejeitada. Assim, o modelo multinível implementado deve considerar a existência de autocorrelação espacial.

21. Disponível em: <<https://bit.ly/3t66wdj>>.



A variável taxa de emprego, utilizada na construção da figura 1, pode ser interpretada como uma agregação, em nível municipal, da variável binária dependente deste estudo. De acordo com o sinal da estatística  $I$  de Moran (0,679), calculada para esta variável, há evidência de autocorrelação espacial positiva para a taxa de emprego. Isso implica que municípios que apresentam alto (ou baixo) percentual de emprego são vizinhos de municípios que também apresentam altas (ou baixas) taxas de emprego. Outra estatística utilizada foi o indicador local de associação espacial (*local indicators of spatial association – Lisa*). A estatística Lisa testa a existência de autocorrelação local, possibilitando a detecção da existência de *clusters*, dados os valores de uma determinada variável no espaço (figura 2).

FIGURA 2  
Mapa de *clusters* Lisa para a taxa de emprego no Brasil (2010)



Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3IPTAhY>>. Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A análise da figura 2 nos permite identificar a existência de uma concentração de *clusters* que seguem o padrão alto-alto, localizados principalmente nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país. No Rio Grande do Sul, há um grande *cluster* de aproximadamente cem municípios, localizados em sua maioria nas mesorregiões metropolitana de Porto Alegre e noroeste rio-grandense, que apresentaram altas taxas de emprego. Ainda no Rio Grande do Sul, dois municípios foram identificados como um *cluster* baixo-alto, Santo Ângelo e Tupanciretã – ou seja, apresentaram baixa taxa de emprego, em comparação com seus vizinhos.<sup>22</sup>

É identificada uma série de *clusters* de alto emprego nas regiões Sudeste e Centro-Oeste. Os principais, em número de municípios, estão localizados nas mesorregiões macrometropolitana de São Paulo, de Campinas, sul/sudoeste de Minas, São José do Rio Preto, Araraquara, Bauru e Ribeirão Preto. No Centro-Oeste, um *cluster* que pode ser destacado está localizado entre os estados de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

Como esperado, a maior parte dos *clusters* de baixo emprego estão localizados nas regiões Norte e Nordeste. Nesta última região, entre os estados do Ceará, Maranhão, Pernambuco, Bahia e Piauí, há um grande aglomerado de municípios com baixa taxa de emprego, que são vizinhos de outros municípios que também apresentaram essa característica. Na região Norte, o maior *cluster* está localizado nos estados do Amazonas, com quinze municípios, e Acre, com cinco municípios. Nestas cidades, a taxa percentual média de emprego é de apenas 65%, enquanto as médias no estado e no Brasil são de cerca de 70% e 83%, respectivamente.

A presença de autocorrelação espacial também foi verificada nas variáveis municipais incluídas na análise multinível. A renda *per capita*, a densidade populacional, e o IFDM nas dimensões educação e saúde apresentam estatística *I* de Moran de 0,813, 0,703, 0,806 e 0,669, respectivamente, sendo todas significativas a 1%.

Dada a existência de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo hierárquico, faz-se necessário ponderar esse processo espacial por meio de um modelo hierárquico-espacial, que contorna os possíveis problemas associados às estimativas de parâmetros enviesadas e/ou ineficientes. O procedimento padrão é, seguindo a metodologia adotada por Morenoff (2003), incorporar a autocorrelação espacial na modelagem hierárquica mediante a defasagem espacial das variáveis explicativas do segundo nível. Os resultados para o melhor modelo hierárquico-espacial – isto é, aquele que apresenta o maior percentual da variância explicada –, referente à probabilidade de estar empregado, podem ser visualizados na tabela 4.<sup>23</sup>

22. A análise dos motivos que levam à formação desses *clusters* foge do escopo deste estudo.

23. Os resultados para os modelos 3, 4, 5 e 6 espaciais podem ser observados na tabela A.1 (apêndice A).

**TABELA 4**  
**Regressões hierárquicas com controle para efeitos espaciais para a probabilidade de estar empregado – Brasil (2010)**

	Modelo 7	
	Coef.	OR
Componente fixo		
Intercepto	-4,163*** (0,130)	0,016*** (0,002)
Renda <i>per capita</i> (log)	0,188*** (0,036)	1,207*** (0,043)
Densidade populacional	-0,000 (0,000)	0,999 (0,000)
IFDM educação	-0,057 (0,136)	0,944 (0,129)
IFDM saúde	0,200** (0,078)	1,221** (0,095)
Def. espacial renda <i>per capita</i> (log)	0,516*** (0,043)	1,676*** (0,072)
Def. espacial densidade populacional	-0,000*** (0,000)	0,999*** (0,000)
Def. espacial IFDM educação	-0,038 (0,159)	0,962 (0,153)
Def. espacial IFDM saúde	0,407*** (0,102)	1,502*** (0,153)
Sexo: 1 = homem e 0 = mulher	0,782*** (0,003)	2,185*** (0,008)
Idade	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)
Raça: 1 = branco e amarelo e 0 = preto e pardo	0,165*** (0,004)	1,179*** (0,004)
Nível de instrução: 1 = superior e 0 = não superior	0,917*** (0,008)	2,501*** (0,020)
Vive com o cônjuge: 1 = sim e 0 = não	0,415*** (0,004)	1,514*** (0,005)
Migrante: 1 = sim e 0 = não	-0,164*** (0,005)	0,849*** (0,004)
Componente aleatório		
Coeficiente	0,298*** (0,007)	
Variância explicada (%)	33,184	
Observações		
Nível individual	4.949.189	
Nível municipal	5.557	

Fontes: Censo Demográfico 2010 (disponível em: <<https://bit.ly/3IPTAhY>>); Ipeadata (disponível em: <<https://bit.ly/35KSLbl>>; acesso em: 7 jan. 2015); Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (disponível em: <<https://bit.ly/38zDzPc>>; acesso em: 7 jan. 2015); Firjan (disponível em: <<https://bit.ly/3OPxleP>>; acesso em: 9 fev. 2018).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Estatisticamente significante no nível de: \*\*\* 1%; \*\* 5%; e \* 10%.

3. Def. – defasagem.

Pode-se perceber, na tabela 4, ao serem inseridos os controles espaciais, a redução do componente da variância e, por conseguinte, uma elevação do percentual da variância explicada do intercepto. Isso significa que os efeitos espaciais no modelo em análise possivelmente atuam por meio dos efeitos direto e indireto das variáveis de segundo nível.

É possível notar que os coeficientes estimados para as variáveis de nível 1, no modelo hierárquico-espacial, são praticamente os mesmos daqueles observados na tabela 3, e já devidamente analisados. Portanto, o foco de análise, a partir deste ponto, serão as variáveis de segundo nível. A diferença no modelo hierárquico-espacial é que, ao serem incluídas as características contextuais dos vizinhos por meio das variáveis de nível 2 defasadas espacialmente, a renda *per capita* e o IFDM na dimensão saúde, tanto no município de residência como nos vizinhos, afetam a probabilidade de estar empregado no Brasil. Os sinais de ambas as variáveis, como também de suas versões defasadas, permanecem de acordo com o esperado, indicando que as chances de emprego estão correlacionadas também com a dinâmica social e econômica dos municípios vizinhos.

Em relação à magnitude dos coeficientes estimados para as variáveis de segundo nível, nota-se que os efeitos direto e indireto sobre as probabilidades de estar empregado podem ser observados, respectivamente, mediante o impacto na probabilidade de estar ocupado decorrente de mudanças nas variáveis contextuais do município de residência e do impacto proveniente de alterações das variáveis contextuais dos municípios vizinhos. Logo, no modelo hierárquico-espacial, ao se tentar controlar a autocorrelação espacial, ocorre uma redução do impacto direto das variáveis, variação esta que passa a ser captada via efeitos indiretos, por meio dos coeficientes dos municípios vizinhos.

Nota-se que, em sua dimensão educação, o IFDM do município de residência dos indivíduos, bem como o IFDM dos municípios vizinhos, parece não estar relacionado à probabilidade de estar empregado, no modelo hierárquico e na sua versão espacial. No que concerne à densidade populacional, apenas a sua defasagem espacial mostrou-se significante; contudo, a magnitude exibida é próxima a zero.

## 7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo objetivou verificar como as características individuais e municipais influenciam a probabilidade de o indivíduo estar empregado. Para tanto, foi utilizado um modelo *logit* multinível, e foram empregadas técnicas de análise espacial e um modelo hierárquico-espacial, de modo a se ponderar a existência de autocorrelação espacial.

Os principais resultados indicam que, no Brasil, têm maior probabilidade de estarem empregados os homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheiro. Isso pode estar relacionado à

questão da discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho nacional, bem como à significativa importância do nível de instrução na determinação das chances de participação da mão de obra ocupada.

No que tange às variáveis contextuais do município de residência, percebe-se a forte relação dos indicadores de saúde e renda – bem como essas variáveis defasadas espacialmente – com as chances de participação no mercado de trabalho. Dessa forma, o efeito indireto dessas variáveis de segundo nível sobre a probabilidade de estar empregado pode ser um indicativo de que o agrupamento espacial de municípios vizinhos mais desenvolvidos, em termos de saúde e renda, tem o potencial de afetar a empregabilidade local, o que pode estar associado aos ganhos da aglomeração.

Os resultados mostram, também, que os efeitos contextuais do município sobre a probabilidade de o indivíduo estar empregado estendem-se ao ambiente social para além da vizinhança imediata.

Estudar a relação entre as características dos trabalhadores remunerados e a empregabilidade auxilia no fortalecimento de políticas voltadas para o mercado de trabalho destinadas a reduzir o desemprego e as disparidades entre grupos. Por conseguinte, tais políticas podem incentivar iniciativas que levem à criação direta e indireta de empregos.

Analisar os impactos das variáveis municipais e os efeitos de vizinhança e da relativa posição dentro da hierarquia urbana contribuem para o desenvolvimento de projetos de políticas adaptados ao nível local. Em vez de utilizar ações globais, esta perspectiva requer uma avaliação diferenciada, a fim de se adaptar a política de intervenção central às necessidades locais de empregabilidade.

## REFERÊNCIAS

- ALLEGRETTO, S. A.; DUBE, A.; REICH, M. **Do minimum wages really reduce teen employment?** Accounting for heterogeneity and selectivity in state panel data. Berkeley: IRLE, 2011. (IRLE Working Paper, n. 166-08).
- ALMEIDA, E. S. (Org.). **Econometria espacial aplicada**. 1. ed. Campinas: Alínea Editora, 2012. v. 1.
- ALTONJI, J. Intertemporal substitution in labor supply: evidence from microdata. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 3, p. 176-215, June 1986.
- ANGRIST, J. D.; EVANS, W. N. Children and their parents' labor supply: evidence from exogenous variation in family size. **The American Economic Review**, v. 88, n. 3, p. 450-477, June 1998.
- ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, Apr. 2003.

ARROW, K. J. The economics implications of learning by doing. **Review of Economics Studies**, v. 29, n. 3, p. 155-173, Jun. 1962.

\_\_\_\_\_. The theory of discrimination. *In*: ASHENFELTER, O.; REES, A. (Ed.). **Discrimination in labor markets**. Princeton: Princeton University Press, 1973. p. 3-33.

BECKER, G. Investment in capital human: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, Oct. 1962.

BLINDER, A. Wage discrimination: reduced forms and structural estimation. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.

BORJAS, G. J. (Org.). **Labor economics**. New York: McGraw-Hill Companies, 1996.

CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A influência da raça e do gênero nas oportunidades de obtenção de renda – uma análise da discriminação em mercados de trabalho distintos: Bahia e São Paulo. **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 4, p. 767-795, out.-dez. 2005.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. (Org.). **Microeconometrics using stata**. College Station: Stata Press. 2010.

CARLING, K.; HOLMLUND, B.; VEJSIU, A. Do benefit cuts boost job findings? Swedish evidence from the 1990s. **The Economic Journal**, v. 111, n. 474, p. 766-790, Dec. 2001.

CAVALCANTE, D. G. *et al.* O impacto da queda na rotatividade sobre a produtividade do trabalho no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., 2015, Florianópolis, Santa Catarina. **Anais...** Florianópolis: Anpec, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3t57p67>>. Acesso em: 9 fev. 2018.

CHIAPPORI, P.-A. Rational household labor supply. **Econometrica**, Evanston, v. 56, n. 1, p. 63-90, Jan. 1988.

\_\_\_\_\_. Collective labor supply and welfare. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 3, p. 437-467, June 1992.

CHIAPPORI, P.-A; FORTIN, B.; LACROIX, G. Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. **Journal of political Economy**, v. 110, n. 1, p. 37-72, Feb. 2002.

CHISWICK, B. Are immigrants favorably self-selected? **American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, May 1999.

DAUTH, W. Agglomeration and regional employment dynamics. **Papers in Regional Science**, v. 92, n. 2, p. 419-435, June 2013.

DELAZERI, L. M. M.; LIMA, J. E. Migração e mercado de trabalho: uma comparação dos determinantes da inserção e dos rendimentos entre migrantes e não migrantes do Nordeste. **Teoria e Evidência Econômica**, v. 23, n. 49, p. 359-380, jul.-dez. 2017.

ELHORST J. P. Unemployment disparities between regions in the European Union. *In*: ARMSTRONG, H. W.; VICKERMAN, R. W. (Ed.). **Convergence and divergence among European regions**. London: Pion Ltd, 1995. p. 190-200.

FELDMAN, M. P.; AUDRETSCH, D. B. Innovation in cities: science-based diversity, specialization, and localized competition. **European Economic Review**, v. 43, n. 2, p. 409-429, Feb. 1999.

FERNANDES, M. M.; SCORZAFAVE, L. G. Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 2, p. 207-231, 2009.

FILIZTEKIN A. Regional unemployment in Turkey. **Papers in Regional Science**, v. 88, n. 4, p. 863-878, Nov. 2009.

FIRJAN – FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM): nota metodológica**. Rio de Janeiro: Firjan, 2018.

GALINARI, R.; LEMOS M. B. Economias de aglomeração no Brasil: evidências a partir da concentração industrial paulista. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpec, 2007. Disponível em: <<https://bit.ly/3tUzMmG>>. Acesso em: 11 fev. 2018.

GINÉ, X.; MARTINEZ-BRAVO, M.; VIDAL-FERNANDEZ, M. Are labor supply decisions consistent with neoclassical preferences? Evidence from Indian boat owners. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 142, p. 331-347, Oct. 2017.

GLAESER, E. L. *et al.* Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 6, p. 1.126-1.152, 1992.

GLAESER, E. L.; MARÉ, D. C. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, Apr. 2001.

GRUPPI, M. G. **Uma análise coletiva da oferta de trabalho dos casais do mesmo sexo e casais de sexo oposto brasileiros**. 2018. 97 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2018.

HALL, R. Turnover in the labor force. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1972, n. 3, p. 709-764, 1972.

HECKMAN, J. J.; MACURDY, T. E. A life cycle model of female labour supply. **Review of Economic Studies**, v. 47, n. 1, p. 47-74, Jan. 1980.

HENDERSON, J. V. Externalities and industrial development. **Journal of Urban Economics**, v. 42, n. 3, p. 449-470, 1997.

HOLMLUND, B. (Org.). **Labor mobility**: studies of labor turnover and migration in the Swedish labor market. Stockholm: Industriens Utredningsinstitut, 1984.

HOX, J. (Org.). **Multilevel analysis**: techniques and applications. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc., 2002.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2010**: características gerais dos indígenas – resultados do universo. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3CE1o3m>>. Acesso em: 18 nov. 2018.

JACOBS, J. **The Economy of Cities**. Vintage: New York. 1969.

JATOBÁ, J. A família brasileira na força de trabalho: um estudo de oferta de trabalho – 1978/88. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 24, n. 1, p. 1-34, 1994.

KASSOUF, A. L.; SILVA, N. D. V. A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, p. 99-115, jul.-dez. 2002.

KILLINGSWORTH, M. Second-generation studies of static labor supply models: Methodology and empirical results. *In*: KILLINGSWORTH, M. (Ed.). **Labor Supply**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983. p. 130-206.

LAMEIRA, V. C.; GONÇALVES, E.; FREGUGLIA, R. S. Abordagem hierárquico-espacial dos fatores individuais e regionais da mobilidade de trabalhadores qualificados no Brasil formal (2003-2008). *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas, Pernambuco. **Anais...** Porto de Galinhas: Anpec, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/3q4xsrT>>. Acesso em: 7 jan. 2015.

LÓPEZ-BAZO E.; MOTELLÓN E. The regional distribution of unemployment: what do micro-data tell us? **Papers in Regional Science**, v. 92, n. 2, p. 383-405, June 2013.

MACIEL, M. C. **A divisão do trabalho doméstico e a oferta de trabalho dos casais no Brasil**. 2008. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2008. Disponível em: <<https://bit.ly/3CGNAFe>>. Acesso em: 2 jan. 2019.

MARINHO, E.; MENDES, S. The impact of government income transfers on the Brazilian job market. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 1, p. 29-50, jan.-mar. 2013.

MARSHALL, A. (Org.). **Princípios de economia**: tratado introdutório. São Paulo: Abril Cultural, 1920.



MARSTON, S. Two views of the geographic distribution of unemployment. **Quarterly Journal of Economics**, v. 100, n. 1, p. 57-79, Feb. 1985.

MATTOS, E.; MAIA, S.; MARQUES, F. Evidências da relação entre oferta de trabalho e programas de transferência de renda no Brasil: bolsa escola *versus* renda mínima. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 40, n. 2, p. 237-279, ago. 2010.

MENEZES-FILHO, N.; PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 1, p. 23-48, abr. 2000.

MINCER, J. Labor-force participation of married women: a study of labor supply. *In*: LEWIS, H. G. (Ed.). **Aspects of labor economics**. Princeton: Princeton University Press, 1962. p. 63-05.

MORENOFF, J. D. Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight. **American Journal of Sociology**, v. 108, n. 5, p. 976-1017, Mar. 2003.

NIEBUHR, A. Spatial interaction and regional unemployment in Europe. **European Journal of Spatial Development**, v. 1, n. 5, p. 1-26, 2003.

OAXACA R. L. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct. 1973.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a glance 2011**. Paris: OECD Publishing, 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/37u6xiZ>>. Acesso em: 8 mar. 2017.

PARTRIDGE, M. D.; RICKMAN, D. S. The dispersion of US state unemployment rates: the role of market and non-market equilibrium factors. **Regional Studies**, v. 31, n. 6, p. 593-606, 1997.

PEREIRA, G. A.; MOREIRA, T. B. A influência dos consórcios intermunicipais de saúde no índice Firjan de desenvolvimento municipal (IFDM). **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 46, p. 131-159, jan.-jun. 2016.

POSTALI, F. A. S.; NISHIJIMA, M. Distribuição das rendas do petróleo e indicadores de desenvolvimento municipal no Brasil nos anos 2000. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 41, n. 2, p. 463-485, abr.-jun. 2011.

RAMALHO, H. M. B.; SILVEIRA NETO, R. M. A inserção do migrante rural no mercado de trabalho urbano no Brasil: uma análise empírica da importância dos setores informal e formal. **Estudos Econômicos**, v. 42, n. 4, p. 731-771, out.-dez. 2012.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. (Org.). **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. 2nd ed. Thousand Oaks: Sage Publications, 2002.

REIS, M. C. Uma análise das características do primeiro emprego nas regiões metropolitanas brasileiras. *In*: CORSEUIL, C. H.; BOTELHO, R. U. (Org.). **Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros**. Rio de Janeiro: Ipea, 2014. p. 141-156.

RIANI, J. de L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. Análise do dividendo demográfico na matrícula escolar no Brasil numa abordagem hierárquica e hierárquica-espacial. **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo, v. 24, n. 1, p. 69-90, jan.-jun.2007.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, out. 1986.

ROS, I. **After establishment closure**: individual characteristics that determine reemployment probabilities of displaced workers in Sweden. 2013. Thesis (Master of Science) – KTH Industrial Engineering and Management, Stockholm, 2013.

ROSEN, S. Hedonic prices and implicit markets: product differentiations in pure competition. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 1, p. 34-55, Feb. 1974.

SABOIA, J. Baixo crescimento econômico e melhora do mercado de trabalho: como entender a aparente contradição? **Estudos Avançados**, v. 28, n. 81, p. 115-125, 2014.

SAMPAIO, A. V. Estrutura do mercado de trabalho metropolitano na região Sul do Brasil, em 1995 e em 2005. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 22, n. 1, p. 85-115, jan.-abr. 2012.

SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-478, dez. 2001.

SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 80-93, Oct. 1962.

SNIJDERS, T. A. B.; BOSKER, R. J. **Multilevel analysis**: an introduction to basic and advanced multilevel modeling. London: Sage Publications, 1999.

TAYLOR J.; BRADLEY, S. Unemployment in Europe: a comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy and the UK. **Kyklos**, v. 50, n. 2, p. 221-245, May 1997.

VIEIRA, C. S. *et al.* Como as mudanças no trabalho e na renda dos pais afetam as escolhas entre estudo e trabalho dos jovens? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 3, p. 33-61, dez. 2016.

VIÑUELA, A.; MOROLLÓN, F. R.; FERNÁNDEZ-VÁSQUEZ, E. Applying economic-based analytical regions: a study of the spatial distribution of employment in Spain. **The Annals of Regional Science**, v. 52, n. 1, p. 87-102, Jan. 2014.

WHEELER, C. H. Search, sorting, and urban agglomeration. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 4, p. 879-899, Oct. 2001.

#### **BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

CAVALCANTI, D. M. *et al.* Impactos do Programa Bolsa Família na renda e na oferta de trabalho das famílias pobres: uma abordagem usando o efeito quantílico de tratamento. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 2, p. 173-201, 2016.

ELHORST J. P. The mystery of regional unemployment differentials: theoretical and empirical explanations. **Journal of Economic Surveys**, v. 17, n. 5, p. 709-748, Dec. 2003.

HÅKANSSON, K.; ISIDORSSON, T. The trade union response to agency labour in Sweden. **Industrial Relations Journal**, v. 45, n. 1, p. 22-38, Jan. 2014.

MINCER, J. **Education and unemployment**. Cambridge, Massachusetts: NBER, Sept. 1991. (NBER Working Paper Series, n. 3838).

MORREL, S. L. *et al.* A case-control study of employment status and mortality in a cohort of Australian youth. **Social Science & Medicine**, v. 49, n. 3, p. 383-392, ago. 1999.

## APÊNDICE A

### QUADRO A.1

#### Descrição das variáveis utilizadas nas análises estatística e econométrica

Variável	Tipo	Dicionário Censo	Descrição e codificação
Gênero			
Masculino	Binária	V0601	1, se o indivíduo é do sexo masculino; 0, caso contrário.
Feminino (categoria omitida)	Binária	V0601	1, se o indivíduo é do sexo feminino; 0, caso contrário.
Raça			
Branca ou amarela	Binária	V0606	1, se o indivíduo declarou-se de cor branca ou amarela; 0, caso contrário.
Preta ou parda (categoria omitida)	Binária	V0606	1, se o indivíduo declarou-se de cor preta ou parda; 0, caso contrário.
Idade	Contínua	V6036	Idade do entrevistado, em anos.
Faixas de instrução			
Não superior completo: sem instrução e fundamental incompleto; ou fundamental completo e médio incompleto; ou médio completo e superior incompleto (categoria omitida)	Binária	V6400	1, se o indivíduo não tem curso superior completo; 0, caso contrário.
Superior completo	Binária	V6400	1, se o indivíduo tem curso superior completo; 0, caso contrário.
Família			
Sem cônjuge (categoria omitida)	Binária	V0637	1, se o indivíduo não vive com cônjuge; 0, caso contrário.
Cônjuge	Binária	V0637	1, se o indivíduo vive com cônjuge; 0, caso contrário.
Migrante	Binária	V0002, V6264, V0618	1, se o indivíduo é migrante intermunicipal; 0, caso nasceu e sempre morou no município de residência.

Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3IPTAhY>>.  
Elaboração dos autores.

TABELA A.1  
**Regressões hierárquicas com controle para efeitos espaciais para a probabilidade de estar empregado: modelos 3, 4, 5 e 6 – Brasil (2010)**

	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6	
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR
Componente fixo								
Intercepto	-4,305** (0,106)	0,013** (0,001)	0,446** (0,011)	1,562** (0,018)	-1,271** (0,050)	0,280** (0,014)	-1,036** (0,042)	0,355** (0,015)
Renda <i>per capita</i> (log)	0,195** (0,033)	1,216** (0,040)	-	-	-	-	-	-
Densidade populacional	-	-	-0,000 (0,000)	0,999 (0,000)	-	-	-	-
IFDM educação	-	-	-	-	0,600** (0,133)	1,822** (0,242)	-	-
IFDM saúde	-	-	-	-	-	-	0,564** (0,081)	1,758** (0,142)
Def. espacial renda <i>per capita</i> (log)	0,585** (0,036)	1,794** (0,065)	-	-	-	-	-	-
Def. espacial densidade populacional	-	-	-0,000** (0,000)	0,999** (0,000)	-	-	-	-
Def. espacial IFDM educação	-	-	-	-	1,885** (0,144)	6,586** (0,949)	-	-
Def. espacial IFDM saúde	-	-	-	-	-	-	1,614** (0,093)	5,022** (0,468)
Sexo: 1 = homem e 0 = mulher	0,782** (0,003)	2,185** (0,008)	0,781** (0,003)	2,184** (0,008)	0,781** (0,003)	2,184** (0,008)	0,781** (0,003)	2,185** (0,008)

(Continua)

(Continuação)

	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6	
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR
Idade	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)	0,047*** (0,000)	1,048*** (0,000)
Raça: 1 = branco e amarelo e 0 = preto e pardo	0,166*** (0,004)	1,180*** (0,004)	0,175*** (0,004)	1,191*** (0,005)	0,169*** (0,004)	1,184*** (0,004)	0,168*** (0,004)	1,183*** (0,005)
Nível de instrução: 1 = superior e 0 = não superior	0,917*** (0,008)	2,501*** (0,020)	0,917*** (0,008)	2,503*** (0,020)	0,916*** (0,008)	2,500*** (0,020)	0,917*** (0,008)	2,502*** (0,020)
Vive com o cônjuge: 1 = sim e 0 = não	0,415*** (0,004)	1,514*** (0,005)	0,414*** (0,004)	1,513*** (0,005)	0,415*** (0,004)	1,514*** (0,005)	0,414*** (0,004)	1,513*** (0,005)
Migrante: 1 = sim e 0 = não	-0,164*** (0,005)	0,849*** (0,004)	-0,157*** (0,005)	0,854*** (0,004)	-0,160*** (0,005)	0,852*** (0,004)	-0,160*** (0,005)	0,852*** (0,004)
Componente aleatório								
Coefficiente	0,315*** (0,007)		0,444*** (0,010)		0,351*** (0,008)		0,352*** (0,008)	
% da variância explicada	29,372		0,448		21,300		21,076	

Fontes: Censo Demográfico 2010 (disponível em: <<https://bit.ly/3IPTAhY>>); Ipeadata (disponível em: <<https://bit.ly/35KSLbl>>); acesso em: 7 jan. 2015); Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (disponível em: <<https://bit.ly/38ZdPC>>); acesso em: 7 jan. 2015); Frjian (disponível em: <<https://bit.ly/30PxeP>>); acesso em: 9 fev. 2018).

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Estatisticamente significante no nível de: \*\*\* 1%, \*\* 5%; e \* 10%.

3. Coef. – coeficientes; OR – coeficientes de odds ratios; Def. – defasagem.

Originais submetidos em: out. 2015.

Última versão recebida em: set. 2020.

Aprovada em: set. 2020.