

# ABORDAGEM HIERÁRQUICO ESPACIAL DOS FATORES QUE AFETAM A PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO

Área 10 – Economia Regional e Urbana

Danyella Juliana Martins de Brito  
(CEDEPLAR/UFMG)  
Marta Cristiane Timoteo Rossi  
(CEDEPLAR/UFMG)  
Marcus Vinícius Amaral e Silva  
(PPGEA/UFJF)

## Resumo

Uma das características mais flagrantes do desemprego é a irregularidade da sua incidência, tanto socialmente quanto espacialmente. Nos últimos anos, pesquisadores e formadores de política têm demonstrado um crescente interesse no estudo e na interpretação de processos socioeconômicos no nível regional. A partir dessa perspectiva, a região é muitas vezes considerada como o “lugar da ação”, onde comportamentos micro e macro estão presentes. Neste contexto, estudos a respeito das chances de participação no mercado de trabalho a nível regional ganham uma certa relevância adicional. Assim, o presente estudo objetiva analisar como as características individuais e do ambiente, ao qual os indivíduos estão inseridos, influenciam a probabilidade destes estarem empregados. Para tanto, será empregado um modelo *logit* multinível, com dois níveis hierárquicos, um individual e um municipal. Adicionalmente a esta abordagem, utiliza-se um modelo hierárquico espacial, de modo a contemplar o problema da autocorrelação espacial. Os principais resultados indicam que, no Brasil, homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheira apresentam maior probabilidade de estar empregado. Além disso, nota-se uma forte influência do IDHM e taxa de desocupação – bem como essas variáveis defasadas espacialmente – nas chances de participação no mercado de trabalho.

**Palavres Chave:** Mercado de trabalho. *Logit* hierárquico espacial. Brasil.

## Abstract

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 influence of municipal Human Development Index and occupancy rate - and these variables spatially lagged - in the chances of participation in the labor market.

**Key Words:** Labor Market. Spatial hierarchical logit. Brazil.

**Classificação JEL:** J10; J23; R23.

## 1. INTRODUÇÃO

A partir de 2004, o mercado de trabalho brasileiro passou a apresentar aumento dos salários e redução do desemprego e da informalidade. Porém, os dados mais recentes começam a evidenciar uma clara tendência de diminuição no ritmo do crescimento da economia e no processo de geração de empregos. Combinando isso com as perspectivas desfavoráveis de crescimento econômico, é possível que o mercado de trabalho enfrente serias consequências negativas ainda em 2015. Neste contexto, as discussões sobre mercado de trabalho e, de maneira mais específica, a respeito das chances de participação neste 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). Por essa abordagem, para um indivíduo consumir bens, ele deve trabalhar; e quanto maior o consumo de bens e lazer, maior será a satisfação individual.

A decisão na margem extensiva, de trabalhar ou não trabalhar, pela teoria neoclássica, é tomada em um contexto de maximização de utilidade dos indivíduos. De modo que, a função de utilidade deles depende 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. Em síntese, tem-se que o indivíduo participa da força de trabalho sempre que o salário de mercado exceder seu salário de reserva. Espera-se, portanto, que exista uma relação positiva entre taxa salarial e probabilidade do indivíduo trabalhar.

Assim, compreender os demais fatores socioeconômicos, culturais e demográficos associados a entrada do indivíduo na força de trabalho torna-se relevante, e passou a ser o foco de vários estudos nacionais (SCORZAFAVE, MENEZES-FILHO, 2001; MATTOS *et al.*, 2010; SAMPAIO, 2012; MARINHO, MENDES, 2013). Essa análise da participação na força de trabalho ganha importância, especialmente, a partir do estudo clássico de Mincer (1962), que trata dos aspectos que afetam a participação feminina no mercado de trabalho.

Sampaio (2012) analisa os fluxos de emprego, desemprego e inatividade no mercado de trabalho da região sul do Brasil e as probabilidades relacionadas, em função de variáveis socioeconômicas e geográficas. Para esse objetivo, foi utilizado um modelo multinomial *logit*. O autor observa que há diferença de gênero na probabilidade de estar ocupado, bem como de estar fora do mercado de trabalho. No que diz respeito à escolaridade, ele encontra uma relação positiva com a probabilidade de estar ocupado, verificando, também, que existe relação negativa e decrescente entre idade e a probabilidade de estar fora do mercado de trabalho. Por fim, comparando os anos de 1995 e 2005, a conclusão é que a probabilidade de estar desempregado em 2005 foi maior.

Por outro lado, o exame das diferenças regionais do emprego/desemprego também tem atraído interesse crescente na literatura econômica. A percepção de que as chances de estar empregado também mudam de acordo com aspectos da localização torna-se importante para análise da oferta de trabalho. Partridge e Rickman (1997) trazem uma interpretação de equilíbrio/desequilíbrio dos mercados de trabalho associada a um conjunto de fatores que podem influenciar as disparidades regionais do desemprego nos EUA de 1992 a 1994. Esses fatores são uma função de variáveis de equilíbrio de mercado (por exemplo, indústria e serviços), variáveis demográficas e amenidades. Os autores descobriram que, após a contabilização das diferenças de crescimento do emprego, estados que possuíam climas mais desejáveis e amenidades específicas do local tiveram taxas de desemprego mais elevadas. Em outras palavras, a distribuição espacial da taxa de desemprego sob uma interpretação de equilíbrio é caracterizada por uma utilidade constante em todas as áreas: elevada taxa de desemprego em uma determinada área é compensada por esses fatores positivos de condições climáticas, ou de qualidade de vida, por exemplo, que são um desincentivo à migração.

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 da Europa, 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 na Europa. Regiões marcadas pela elevada taxa de desemprego, bem como áreas caracterizadas por baixos níveis de desemprego, tendem a se aglomerar no espaço.

Bukowshi e Lewandowski (2005) analisam os fluxos de desemprego na Polônia, entre 1997-2004, momento em que ocorreram dois choques que afetaram a economia e seu mercado de trabalho. O estudo destacou o lado da oferta, ao identificar os fatores que influenciam a probabilidade de transição do desemprego, do emprego e da inatividade, incluindo as características pessoais e os benefícios recebidos pelos desempregados, utilizando um modelo *logit* multinomial. A principal conclusão desses autores é a de que as chances de transição para o emprego aumentam com o nível educacional.

Hakansson e Isidorsson (2014) estimaram o efeito da densidade de emprego sobre os salários na Suécia a partir de um banco de dados geocodificado para variáveis individuais e de local de trabalho. Os resultados mostram um efeito positivo relativamente forte, da densidade de emprego local sobre salários. Para além de 5 km o efeito se torna negativo. Isto pode indicar que o efeito de economias de aglomeração cai mais rapidamente com a distância.

Viñuela *et al.* (2014) propõem um estudo baseado em dados espacialmente desagregados do Censo da População e sua agregação em regiões analíticas que incorporam ideias da nova geografia econômica. Os resultados quanto ao efeito do espaço em oportunidades de emprego, com esta classificação alternativa, sugerem que viver nas grandes cidades ou perto de áreas metropolitanas aumenta as possibilidades de estar empregado.

Neste sentido, o objetivo do presente artigo é analisar como as características individuais e do ambiente ao qual o indivíduo está inserido, influenciam a probabilidade deste estar empregado, sugerindo, portanto, a análise de qual é o papel destes fatores pessoais e regionais na definição da probabilidade individual de estar empregado no Brasil em 2010. O principal diferencial desse estudo, em relação aos anteriormente citados, está na incorporação de uma abordagem espacial à esta análise de probabilidade de participação no mercado de trabalho. Portanto, espera-se contribuir para o avanço dessa literatura no país.

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

Este artigo está dividido em 7 seções, incluindo esta introdução. Na próxima seção, apresenta-se uma breve revisão da literatura sobre crescimento do nível de emprego no contexto de economias de aglomeração e alguns trabalhos empíricos sobre o tema. Na terceira seção são apresentados os efeitos das características dos indivíduos sobre a participação dos mesmos no mercado de trabalho, do ponto de vista teórico. Na quarta seção é descrito a estratégia metodológica e na quinta seção são apresentados os dados e a seleção amostral realizada. Os resultados obtidos são apresentados na sexta seção. Na última seção tem-se as considerações finais sobre o trabalho.

## **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 espaço. Em contraste com esta teoria que confere 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, através de um ambiente inovador e a presença de uma força de trabalho altamente produtiva.

A aglomeração leva a efeitos externos positivos que aumentam a produtividade e atraem mais emprego, que por sua vez leva a mais aglomeração. Entre esses fatores endógenos dinâmicos, a literatura distingue as externalidades de Jacobs (JACOBS, 1970) 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 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, 2010).

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 EUA. 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 onde 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 acham 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 como afirmado por Marshall (1920). A produtividade de cada trabalhador é crescente com o número de empresas na região. Os empresários podem criar vários postos de trabalho enfrentando um custo gerencial. Vagas de emprego e trabalhadores desempregados se deparam com a tecnologia de *matching* com retornos constantes de escala. Um tamanho maior da população regional induz um maior número de empresas e assim um ganho de produtividade. Sob o principal pressuposto de que os empresários enfrentam um custo gerencial, o mercado de trabalho vai se tornar mais rentável para os trabalhadores e a taxa de emprego, finalmente, aumenta. Este é o efeito de economias de aglomeração (WILLEME, 2014).

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, como também 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 do motivo de 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 há incentivo adicional para se mover. Em outras palavras, a distribuição espacial da taxa de desemprego é caracterizada por um utilitário 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, os preços locais de habitação, etc.), que são um desincentivo à migração.

A relação das taxas de desemprego entre as regiões existe em função da dotação de fatores e, desde que essa dotação difere de uma região para outra, a distribuição espacial do desemprego não é homogênea. O uso de informações a nível individual dentro de cada região nos permite avaliar a contribuição de diferenças na dotação, e o impacto das características individuais que determinam a probabilidade de um indivíduo estar desempregado/empregado.

### **3. EFEITOS DAS CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS SOBRE A EMPREGABILIDADE**

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 da empresa e contribui para o aumento da produtividade do trabalhador, mas detém menos valor para outras empresas. No segundo caso, por outro lado, 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).

Segundo Becker (1962), os estudantes universitários deveriam ganhar mais do que os de segundo grau. Os salários mais altos, porém, não dependem inteiramente do efeito de ir para a faculdade, mas por sugerir maior “capacidade”, o que pode afetar os ganhos. Esse efeito varia entre os grupos (por exemplo, entre homens e mulheres), mas também dentro dos grupos, o que torna difícil prever os retornos esperados da educação para uma pessoa específica. O capital humano inclui todas as características individuais observáveis e o estoque de conhecimento, inato ou adquirido, associados a um trabalhador e que contribuem para a sua produtividade (ROS, 2013).

Nickell (1979) considera que há uma relação positiva entre a duração do desemprego e baixos níveis de educação (menos de 12 anos). Da mesma forma, Mincer (1991) concluiu que as durações de desemprego são mais curtas para indivíduos de maior escolaridade. Menezes-Filho e Picchetti (2000) analisam os determinantes da duração do desemprego na região metropolitana de São Paulo em 1997. Os resultados desses autores sugerem que a duração esperada do desemprego é menor para os chefes de família e para os que já possuem experiência de trabalho anterior, bem como tal duração é maior para os indivíduos de nível educacional mais elevado. Neste caso, um nível de educação superior, por exemplo, pode estar associado a rendimentos esperados maiores, o que pode significar um maior salário de reserva em termos relativos para os trabalhadores de nível educacional mais elevado, gerando uma duração do desemprego maior.

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, 2010). Segundo Arrow (1973) a discriminação é o valor das características pessoais que não estão relacionados com a produtividade do trabalhador. Características como gênero, raça e etnia não têm um 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 ao 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 do indivíduo estar empregado ou não.

A relação entre idade e chances de estar empregado também é um ponto bem discutido na literatura brasileira. 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 citar, o aumento da violência e do consumo de álcool e drogas (KASSOUF, SILVA, 2002). Adicionalmente, há ainda estudos que mostram a existência de uma correlação entre desemprego e suicídio, entre os jovens (MORREL *et al.*, 1999). Kassouf e Silva (2002) analisam a probabilidade de emprego dos indivíduos com idade entre 15 e 24 anos, no mercado de trabalho brasileiro. Através dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1998 e de um modelo *logit* multinomial para as probabilidades dos jovens estarem inativo, ativo e empregado, ou ativo e desempregado, os autores percebem, dentre 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.

Holmlund (1984) discute os efeitos positivos da mobilidade do trabalho, em 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. Em geral, a literatura defende a percepção da migração de

trabalhadores como uma forma de investimento em capital humano (SJAASTAD, 1962; BORJAS, 2010)

#### 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 do mesmo 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, considera-se não apenas os efeitos dos aspectos individuais sobre as chances do indivíduo estar empregado, mas também o contexto espacial. Os aspectos espaciais são incluídos na tentativa de compreender se o fato do indivíduo morar em localidades com certas especificidades do ponto de vista social e produtivo, como por exemplo, áreas mais densas/desenvolvidas, afeta tais chances (GLAESER *et al.* 1992; FELDMAN, AUDRETSCH, 1999). Metodologicamente, isto é realizado usando uma combinação de modelos hierárquicos em dois níveis, diga-se 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 dos 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 variáveis municipais (nível 2)<sup>1</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:

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

Onde,  $\Phi_{ij}$  representa a probabilidade de que o indivíduo  $i$  possua algum emprego remunerado e  $\eta_{ij}$  é os *log-odds*, ou chances de sucesso, de estar empregado. O subscrito  $i$  refere-se ao indivíduo e  $j$  ao município ao qual este reside. Assim,  $\beta_{0j}$  é o intercepto;  $X_{qij}$  é o valor associado as  $q$  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 em todos municípios:

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

Tal que,  $\gamma_{00}$  é a média de empregos mensurada através da variável dependente binária em todos os municípios,  $\gamma_{0s}$  são os coeficientes da regressão a nível municipal,  $W_{sj}$  são os preditores a 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  $\sigma$ .

---

<sup>1</sup> 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 primeira etapa na abordagem hierárquica é a estimação de um modelo nulo. 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, através 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:

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

onde  $\beta_{0j}$  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  $Prob(trabalha = 1/\beta) = \Phi_{ij}$ . 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 o presente estudo, as equações estimadas para os níveis 1 e 2 são:

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

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j}$$

Por fim, as variáveis contextuais, correspondente ao segundo nível, são incluídas gradativamente no modelo, o que possibilita verificar o quanto cada variável contribui para a redução da variabilidade não-condicional associado 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 dos modelos hierárquicos considerarem as heterogeneidades espaciais através do efeito aleatório associado as unidades de segundo nível, diga-se municípios, eles não abrangem a autocorrelação espacial, já 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 numa grande heterogeneidade espacial, onde observa-se que as áreas mais próximas são mais similares, em comparação as mais distantes (RIANI; RIOS-NETO, 2007).

Em síntese, a autocorrelação espacial ocorre quando as variáveis agregadas de um município estão sendo influenciadas, positivamente ou negativamente, por aquelas dos municípios vizinhos. O procedimento utilizado para se detectar a autocorrelação espacial é a análise da estatística  $I$  de Moran<sup>2</sup> das variáveis independentes de segundo nível, bem como da variável dependente do modelo hierárquico, descrito na seção anterior<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> A estatística  $I$  de Moran é bastante utilizada para análise exploratória espacial de dados e sua fórmula é dada por:  $I = \frac{N}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum (x_i - \mu)^2}$ , onde  $N$  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  $S_0 = N$  (ANSELIN, 1999).

<sup>3</sup> Como a variável dependente no presente estudo é dicotômica (1 se o indivíduo afirma trabalhar e 0 caso contrário) e a análise de correlação espacial requer medidas agregadas em unidades geográficas, a variável *trabalha* é medida em

Caso seja detectado 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 observe-se a existência de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo não condicional, será estimado um modelo *logit* hierárquico espacial, a fim de 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 EUA. No Brasil, importantes análises multinível espacial foram realizadas por Riani e Rios-Neto (2007), para tentar compreender os determinantes individuais e contextuais da matrícula escolar no país, e Lameira *et al.* (2012), para examinar os determinantes individuais e regionais da mobilidade de trabalhadores nas microrregiões brasileiras.

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

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

Tal 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, diga-se  $WY$ , deve-se incluir as variáveis independentes contextuais defasadas espacialmente no segundo nível do modelo de regressão hierárquica, de modo a contornar esse problema.

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 mecanismo de externalidades espaciais das variáveis  $X$  observadas. Assim, nestas circunstâncias, Morenoff (2003) argumenta que pode ser estimado um modelo em que todos os efeitos espaciais operam através das variáveis  $X$  (ou um subconjunto delas), com a seguinte estrutura:

$$Y = X\beta + \rho WX + \varepsilon \quad (7)$$

Pode-se notar que este modelo assume que os efeitos espaciais operam apenas através das variáveis  $X$  observadas – que na aplicação hierárquica equivalem as 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, então a equação (7) pode ser diretamente estimada no *software* HLM.

Portanto, será combinado as abordagens hierárquica e espacial, de modo a compreender melhor 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 seja analisado conjuntamente as variáveis individuais e as contextuais (municipais) nos distintos níveis de agregação, e a modelagem espacial, por sua vez, possibilita que seja explorado os possíveis problemas de correlação espacial, o que gera melhores estimativas dos parâmetros das regressões.

---

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.



## 5. BASE DE DADOS E SELEÇÃO AMOSTRAL

Para construção da base de dados ao nível individual (nível 1) foram utilizados os microdados do Censo Demográfico Brasileiro de 2010. A amostra do nível 1 selecionada inclui apenas indivíduos que declararam participar da população economicamente ativa (informou estar trabalhando ou procurando emprego) na semana de referência do Censo e com 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 5.282.316 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>4</sup>.

A partir dos dados do Censo Demográfico de 2010, foi selecionado um conjunto de variáveis explicativas a nível individual para a posterior análise empírica hierárquica, a saber: gênero, raça, idade, nível de instrução, presença de cônjuge e condição de migrante. A Tabela 1, abaixo, 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
<b>Gênero</b>			
Feminino	0,536	0,398	-0,138***
Masculino	0,464	0,602	
<b>Cor</b>			
Branca e Amarela	0,382	0,519	0,137***
Preta e Parda	0,618	0,481	
<b>Idade</b>	32,595	34,409	1,814***
<b>Nível de Instrução</b>			
Não superior completo	0,969	0,888	-0,082***
Superior completo	0,031	0,112	
<b>Família</b>			
Sem cônjuge ou companheiro	0,463	0,394	-0,069***
Com cônjuge ou companheiro	0,537	0,606	
<b>Migrante</b>			
Não	0,875	0,849	-0,026***
Sim	0,125	0,151	
<b>Observações</b>	<b>729.650</b>	<b>4.552.666</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.

A princípio, percebe-se as significativas distinções existentes entre o grupo de indivíduos que afirmaram estar trabalhando e os que afirmaram não estar exercendo atividade remunerada, em termos de todos os atributos observados. Da amostra total de indivíduos 58,26% eram do sexo masculino, além disso, percebe-se uma maior proporção relativa de homens que estavam trabalhando em 2010, enquanto a proporção de mulheres que trabalham é significativamente inferior a proporção

<sup>4</sup> Assim, são considerados no grupo de indivíduos que trabalham, todos aqueles participantes da população economicamente ativa que afirmaram ser: "empregado com carteira de trabalho assinada", "militar e funcionários públicos", "empregado sem carteira de trabalho assinada", "conta própria", e "empregador". Já os indivíduos que não trabalham são aqueles que afirmaram participar da população economicamente ativa porém não apresentaram ocupação e aqueles que informaram estar em trabalhos "não remunerado" e para o "próprio consumo". Vale ressaltar que foram excluídos aqueles indivíduos cujo rendimento do trabalho principal era superior a R\$ 300.000, pois tais indivíduos poderiam gerar problemas nas estimações.

de mulheres que não trabalham, em termos de dados isso significa que, da amostra de indivíduos desempregados, 53,6% eram mulheres em busca de uma vaga no mercado de trabalho.

Fica perceptível também a maior participação dos indivíduos de pele parda e preta no grupo de não trabalhadores e, por outro lado, uma menor participação desses indivíduos entre os que possuem trabalho remunerado. Consequentemente, a proporção de indivíduos que trabalham de pele preta ou parda<sup>5</sup> é relativamente menor comparativamente a proporção dos que não trabalham, diferente do que ocorre para aqueles de pele branca e amarela. Esse perfil do indivíduo com trabalho remunerado corrobora aos achados da literatura de desigualdade de gênero e raça e mercado de trabalho (ARROW, 1973; BLINDER, 1973; SAMPAIO, 2012, ROS, 2013).

O indivíduo que não trabalha é, em média, mais jovem que aqueles que exercem alguma atividade remunerada. Essa realidade está possivelmente associada a questão da experiência no mercado de trabalho (MENEZES-FILHO, PICCHETTI, 2000). Em relação ao nível de instrução, pode-se dizer que aqueles com trabalho remunerado são em média, de certa forma, mais instruídos. Além disso, é possível notar que há mais trabalhadores com cônjuge ou companheiro, tanto dentro do grupo, 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 com as 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 aversos ao risco e mais empreendedores do que os indivíduos que decidem permanecer no local de nascimento, o que pode afetar as chances desses indivíduos estarem empregados (CHISWICK, 1999; SANTOS JÚNIOR *et al.*, 2005). Segundo, por outro lado, 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 se inserir no mercado de trabalho local (HOLMLUND, 1984). Neste contexto, é importante notar que, apesar da maior participação de migrantes intermunicipais no grupo de trabalhadores, isto é, 15,1% contra 12,5% no grupo de não trabalhadores, há uma significativa elevada proporção de não migrantes, comparativamente aos migrantes, no grupo de trabalhadores total<sup>6</sup>. O que pode ser um primeiro indício de que a associação da condição de migrante relativamente recente com emprego é negativa.

A amostra do nível municipal (nível 2) é composta por todos os 5.564 municípios brasileiros<sup>7</sup>. As variáveis municipais explicativas de análise são taxa de desocupação, densidade populacional e IDHM associadas ao município de residência de cada indivíduo na amostra (Tabela 2).

Tabela 2 – Descrição das variáveis de nível municipal

Variável	Descrição
IDHM	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal. Média geométrica dos índices das dimensões Renda, Educação e Longevidade, com pesos iguais. Fonte: IPEADATA.
Densidade Populacional	Razão entre o número de habitantes do município e a área deste em quilômetros quadrados. Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEADATA.
Taxa de desocupação (18 anos ou mais)	Percentual da população economicamente ativa (PEA) nessa faixa etária que estava desocupada, ou seja, que não estava ocupada na semana anterior à data do Censo mas havia procurado trabalho ao longo do mês anterior à data dessa pesquisa. Fonte: IPEADATA.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEA.

<sup>5</sup> Foram excluídos da amostra aqueles indivíduos que afirmaram como cor da pele “indígena”, dada a heterogeneidade do grupo em questão.

<sup>6</sup> 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. Já o não migrante, é classificado como o indivíduo que nasceu e sempre morou no município recenseado.

<sup>7</sup> 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.

Como mencionado anteriormente, a ideia subjacente a abordagem hierárquica é a de que possivelmente algum dos componentes que afetam as chances de estar empregado estão associados à estrutura social e produtiva local, por isso a inclusão dessas variáveis municipais. O IDHM é proposto como uma medida de desenvolvimento municipal, no sentido de que espera-se que essa variável capte a relação positiva existente entre desenvolvimento econômico e melhores mercados de trabalho (GLAESER *et al.*, 1992; FELDMAN, AUDRETSCH, 1999). Já as variáveis densidade populacional e taxa de desocupação são propostas a fim de observar como o tamanho da cidade e atividades econômicas afetam as chances de trabalho locais. Em conjunto, espera-se que essas variáveis capturem, em certa medida, os efeitos de economias de aglomeração sobre o emprego.

## 6. RESULTADOS

Utilizando a técnica de modelagem hierárquica espacial, propostas por Morenoff (2003), objetiva-se analisar como as características individuais e regionais afetam as chances de um indivíduo estar empregado. 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 seja levado em consideração os distintos níveis de agregação em uma mesma análise.

A Tabela 3 apresenta as estimativas dos coeficientes das análises multinível para as chances de estar empregado no Brasil<sup>8</sup>. O modelo 1, apresentado na primeira coluna da Tabela 3 é o modelo ANOVA com efeitos aleatórios, esse modelo é estimado para testar a aleatoriedade dos coeficientes. Através do 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>9</sup>. Assim, o  $ICC = 0,1643$  indica que 16,43% 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 seis 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 que o indivíduo reside para todos os modelos.

O modelo 2, também chamado de modelo não condicional, inclui apenas as variáveis explicativas associadas as características individuais da amostra<sup>10</sup>. É importante perceber nesse modelo que, apesar das 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 e 6 são incluídas gradativamente as variáveis de segundo nível. É importante a inclusão gradativa das variáveis do nível 2 para se 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:

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

<sup>8</sup> A Tabela 3 apresenta uma estatística de percentual da variância explicada para cada modelo estimado a nível municipal, mas não a nível individual, isso ocorre porque o componente da variância a nível individual é heterocedástico em modelos não lineares (RAUDENBUSH, BRYK, 2002).

<sup>9</sup> O coeficiente de correlação intraclasse pode ser calculado como  $ICC = \frac{\sigma_{00}^2}{\sigma_{00}^2 + \pi^2/3}$ . Como nos modelos de regressão logística não é possível estimar os coeficientes e a variância do erro a nível individual no componente aleatório do modelo, a literatura sugere essa variância do erro seja sempre fixada em um mesmo número que é  $\pi^2/3 = 3,29$  (SNIJDERS, BOSKER, 1999; RAUDENBUSH, BRYK, 2002; MORENOFF, 2003).

<sup>10</sup> Esse modelo é chamado de não condicional pois possibilita mensurar a variabilidade não condicional do segundo nível.

Tabela 3 – Regressões hierárquicas para a probabilidade de estar empregado – Brasil, 2010

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
<b>Componente Fixo</b>						
Intercepto	1,636*** (0,011)	0,624*** (0,024)	-4,661*** (0,067)	1,152*** (0,031)	0,606*** (0,026)	-4,105*** (0,077)
Taxa de desocupação				-0,081*** (0,003)		-0,039*** (0,002)
Densidade populacional					0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
IDHM			8,110*** (0,101)			7,655*** (0,105)
Sexo: 1=homem e 0=mulher		0,668*** (0,007)	0,704*** (0,009)	0,670*** (0,007)	0,672*** (0,007)	0,706*** (0,009)
Idade		0,011*** (0,001)	0,012*** (0,001)	0,011*** (0,001)	0,011*** (0,001)	0,012*** (0,001)
Raça: 1=branco e amarelo e 0=preto e pardo		0,120*** (0,003)	0,120*** (0,004)	0,118*** (0,003)	0,120*** (0,004)	0,118*** (0,004)
Nível de instrução: 1=superior e 0=não superior		1,192*** (0,017)	1,257*** (0,027)	1,198*** (0,017)	1,204*** (0,016)	1,260*** (0,025)
Vive com o cônjuge: 1=sim e 0=não		0,259*** (0,005)	0,273*** (0,006)	0,259*** (0,005)	0,261*** (0,006)	0,273*** (0,006)
Migrante: 1=sim e 0=não		-0,023*** (0,006)	-0,027*** (0,007)	-0,023*** (0,006)	-0,023*** (0,006)	-0,027*** (0,007)
<b>Componente aleatório</b>						
Coeficiente	0,647*** (0,011)	0,640*** (0,800)	0,267*** (0,517)	0,513*** (0,716)	0,636*** (0,798)	0,238*** (0,488)
% da variância explicada			58,281	19,844	0,625	62,81
<b>Observações</b>						
Nível individual	5.282.316	5.282.316	5.282.316	5.282.316	5.282.316	5.282.316
Nível municipal	5.564	5.564	5.564	5.564	5.564	5.564

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010 e dados do IPEADATA.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.

Assim, dos modelos 3, 4 e 5 nota-se, por exemplo, que no modelo 4 a taxa de desocupação explica a variabilidade do intercepto em 19,84%. Assim, pode-se concluir, olhando para os outros modelos, que o IDHM é a variável que mais explica a variabilidade do intercepto, com 58,28% (modelo 3), enquanto a densidade populacional é a que menos explica, com 0,62% (modelo 5).

Analisando as variáveis de primeiro nível, todas mostram-se 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 estar empregado. Segundo Carling *et al.* (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 o provedor da família, por exemplo). Estas diminuem a utilidade dos mesmos de 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. No entanto, é importante destacar que trabalhadores mais velhos empregados, são considerados menos propensos a deixarem seus empregos, comparativamente aos mais jovens, dado as dificuldades de encontrar um novo emprego por conta do efeito discriminação (ARROW, 1973).

Em relação a condição de migrante, observa-se que os migrantes apresentaram, em média, menores chances de estar empregado. É importante perceber que, de todas as variáveis do primeiro nível, as que mais afetam as probabilidades do indivíduo estar empregado são nível de instrução e o gênero destes. Estima-se que, analisando o modelo 6, em relação ao gênero, as razões de chance esperadas – *odds ratios*<sup>11</sup> – de  $\exp(0,706) = 2,027$ , o que corresponde dizer que um indivíduo do sexo masculino tem, em média, 2,027 a mais de chances de estar empregado, comparativamente as mulheres, ou seja, os homens tem um pouco mais que o dobro de probabilidade de estar empregado em relação as mulheres.

Em relação ao nível de instrução, as razões de chances de  $\exp(1,260) = 3,525$  implica que os indivíduos com ensino superior completo possuem, em média, 3,525 vezes a mais de chances de estar empregado, em relação aqueles que não possuem tal nível de escolaridade. Seguindo essa linha de análise das razões de chances, ainda pode-se observar, com base no modelo 6, que os indivíduos que vivem com cônjuge/companheiro têm uma probabilidade de estar empregado de 31,4% a mais que aqueles que não possuem companheiro. No que tangencia raça, diz-se que aqueles que se identificam como branco ou amarelo possuem probabilidade de 12,5% a mais de estar empregado, comparativamente aqueles de que afirmaram ser pretos ou pardos. E os migrantes recentes apresentam 2,7% a menos de probabilidade de estar trabalhando.

Observando os resultados para as variáveis de nível 2, constata-se que, um elevado índice de desenvolvimento municipal é um dos fatores contextuais mais importantes para o acesso dos indivíduos ao mercado de trabalho. Realizando a análise da mudança nas razões de chances para o IDHM, constatou-se que o aumento em 0,1 nessa variável está associado a um aumento de chances de um indivíduo estar empregado em 7,95%<sup>12</sup>. Já a taxa de desocupação mostrou um efeito inverso, de modo que quanto maior o percentual da população economicamente ativa desocupada em um determinado município, menores são as probabilidades de estar exercendo trabalho nesta localidade.

As variáveis contextuais incluídas neste estudo estão sujeitas à existência de autocorrelação espacial. Isto significa que pode existir um padrão não aleatório na distribuição espacial dos dados. Segundo Almeida (2012), isto ocorre devido ao fato de que os valores de um atributo em um município podem depender dos valores deste atributo em municípios vizinhos, seguindo um padrão

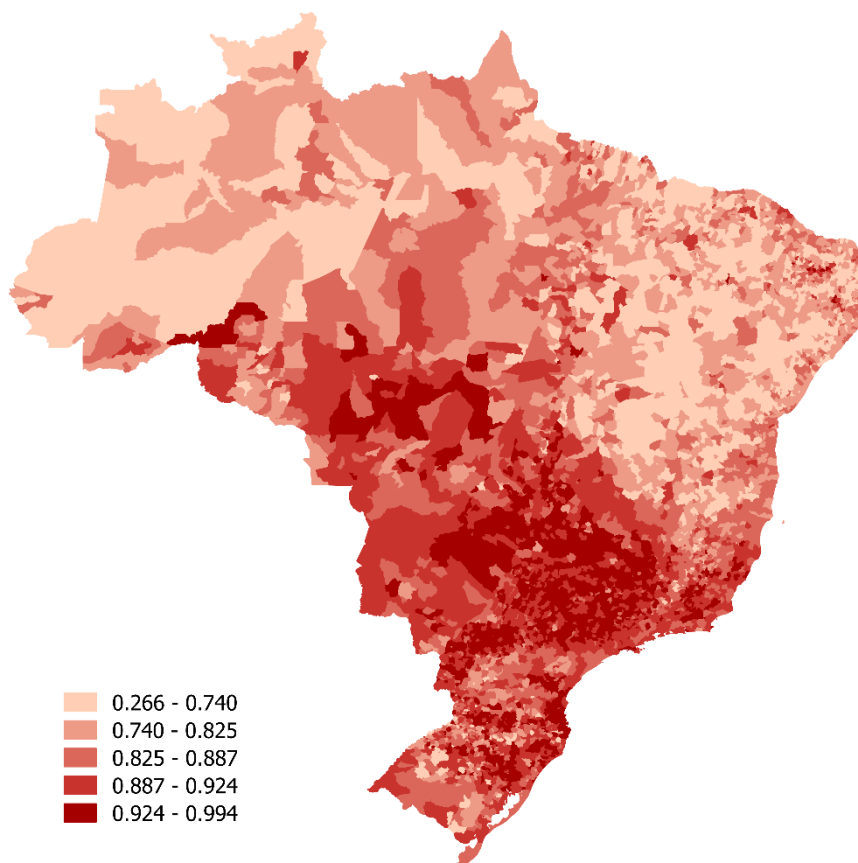
---

<sup>11</sup> Os coeficientes de *odds ratios* são iguais há um quando não é observado nenhum efeito, menor que um se o efeito é negativo e maior que um se o efeito é positivo.

<sup>12</sup> Ver Cameron e Trivedi (2010) para o cálculo da mudança na probabilidade.

espacial sistemático. A Figura 1 mostra a distribuição geográfica da taxa de emprego no Brasil<sup>13</sup>. A análise do mapa mostra claramente que há uma concentração de altas taxas de emprego nos municípios das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país, enquanto que menores taxas de emprego são verificadas nas regiões Norte e Nordeste. Isso dá indícios da presença de autocorrelação espacial para esta variável.

Figura 1– Proporção de indivíduos empregados no Brasil (2010)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo 2010.

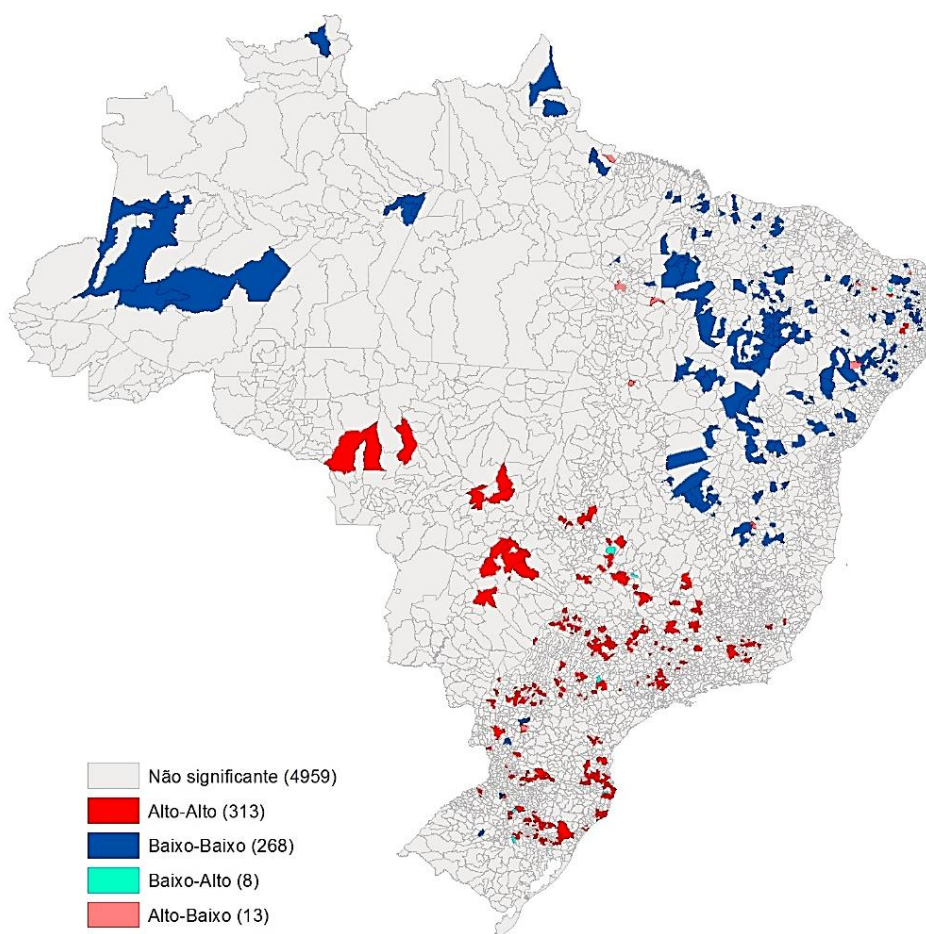
Com o objetivo de examinar a existência de autocorrelação espacial na análise multinível proposta por este estudo, foi implementado o teste *I* de Moran nos resíduos do modelo não condicional. A seleção da matriz de dependência espacial foi dada por meio do procedimento de Baumont (2004), que tenta captar, por meio da 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*=1), apresentou o maior valor (0,722) 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.

A variável taxa de emprego, empregada na construção da Figura 1, pode ser interpretada como uma agregação, a nível municipal, da variável binária dependente deste estudo. De acordo com o sinal da estatística *I* de Moran (0,7065), calculada para esta variável, há evidência de autocorrelação espacial positiva para a taxa de emprego. Isto implica que, municípios que apresentam alto (baixo) percentual de emprego, são vizinhos de municípios que também apresentam altas (baixas) taxas de emprego. Outra estatística utilizada foi o indicador local de associação espacial (LISA). A estatística

<sup>13</sup> 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.

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: Elaboração própria com base nos dados do Censo 2010.

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 42 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, duas cidades foram identificadas como um *cluster* baixo-alto, Santo Antônio do Planalto e Vale do Sol. Ou seja, apresentaram baixa taxa de emprego, em comparação com seus vizinhos<sup>14</sup>.

São identificados uma série de *clusters* de alto emprego na região Sudeste. Os principais, em número de municípios, estão localizados nas mesorregiões macro metropolitana de São Paulo, de Campinas e sul/sudoeste de Minas, com 15 municípios; e entre as mesorregiões de São José do Rio Preto, Araraquara, Bauru e Ribeirão Preto, com 17 municípios. No Centro-Oeste, um *cluster* que pode ser destacado está localizado entre os estados de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. A taxa de emprego, calculada para os municípios deste *cluster*, é superior a 89%.

Como esperado, dada a observação anterior da Figura 1, a maior parte dos *clusters* de baixo emprego estão localizados nas regiões Norte e Nordeste. Nesta última região, entre os estados de 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. É possível

<sup>14</sup> A análise dos motivos que levam a formação desses *clusters* foge do escopo deste estudo.

identificar um conjunto de 50 município, ligados geograficamente, que fazem parte deste aglomerado, sendo 42 municípios piauienses, 6 baianos e 2 pernambucanos. Na região norte, o maior *cluster* está localizado no estado do Amazonas, com 7 municípios. Nestas cidades, a taxa média de emprego é de apenas 63%, enquanto que a média no estado e no Brasil é cerca de 70% e 83%, respectivamente.

A presença de autocorrelação espacial também foi verificada nas variáveis contextuais incluídas na análise multinível. O IDHM, a taxa de desocupação e densidade populacional, apresentaram estatística *I* de Moran de 0,811, 0,579 e 0,839, respectivamente, sendo todas significativas a 1%.

Dada a existência de autocorrelação espacial nos resíduos do segundo modelo hierárquico, faz-se necessário ponderar esse processo espacial através de um modelo hierárquico espacial, que contorna os possíveis problemas associados as 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 através da defasagem espacial das variáveis explicativas do segundo nível. Os resultados para o melhor modelo hierárquico espacial da probabilidade de estar empregado podem ser visualizados na Tabela 5<sup>15</sup>.

Tabela 5 – Regressões hierárquicas com controle para efeitos espaciais para a probabilidade de estar empregado – Brasil, 2010

	Modelo 6
<b>Componente Fixo</b>	
Intercepto	-3,529*** (0,120)
Taxa de desocupação	-0,039*** (0,002)
Densidade populacional	-0,000*** (0,000)
IDHM	6,786*** (0,175)
Def. espacial taxa de desocupação	-0,119*** (0,010)
Def. espacial densidade populacional	-0,015*** (0,006)
Def. espacial IDHM	0,087*** (0,012)
Sexo: 1= homem e 0=mulher	0,706*** (0,009)
Idade	0,012*** (0,001)
Raça: 1=branco e amarelo e 0=preto e pardo	0,117*** (0,004)
Nível de instrução: 1=superior e 0=não superior	1,260*** (0,025)
Vive com o cônjuge: 1=sim e 0=não	0,273*** (0,006)
Migrante: 1=sim e 0=não	-0,027*** (0,007)
<b>Componente aleatório</b>	
Coeficiente	0,235*** (0,485)
% da variância explicada	63,281
<b>Observações</b>	
Nível individual	5.282.316
Nível municipal	5.564

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010 e dados do IPEADATA.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.

<sup>15</sup> Os resultados para os modelos 3, 4 e 5 espaciais podem ser disponibilizados mediante solicitação aos autores.



Pode-se perceber na Tabela 5 que, ao inserirmos os controles espaciais, há uma 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 incluirmos as características contextuais dos vizinhos através das variáveis de nível 2 defasadas espacialmente, a taxa de desocupação, bem como o IDHM, tanto no município de residência como nos vizinhos afetam a probabilidade de estar empregado no Brasil. O sinal de ambas as variáveis, como também de suas versões defasadas, permanece de acordo com o esperado, indicando que as chances de emprego são afetadas também pela dinâmica social e do mercado de trabalho dos municípios vizinhos.

Em relação a 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, através do impacto na probabilidade de estar exercendo atividade remunerada 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, através dos coeficientes dos municípios vizinhos.

O fato curioso é que a densidade populacional do município de residência dos indivíduos, bem como a densidade populacional dos municípios vizinhos, parece ser negativamente relacionada à probabilidade de estar empregado, no modelo hierárquico espacial. Porém, ao observarmos as razões de chances dessa variável, constatamos que a densidade populacional do município de residência do indivíduo parece não exercer efeito direto sobre a probabilidade de estar empregado, sugerindo, assim, apenas que as chances de emprego diminuem se a densidade populacional for maior nos municípios vizinhos.

## 7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

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

Os principais resultados indicam que, no Brasil, homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheiro apresentam maior probabilidade de estarem empregados. Isto evidencia, em certa medida, a questão da discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho nacional, bem como a significativa importância do nível de instrução na determinação das chances de participação na mão de obra ocupada.

No que tangencia as variáveis contextuais do município de residência, percebe-se a forte influência do IDHM e taxa de ocupação – bem como essas variáveis defasadas espacialmente – nas chances de participação no mercado de trabalho. A ideia é a de que localidades com elevados IDHM afetam positivamente a probabilidade de estar empregado nestas regiões e, por outro lado, elevadas taxas de desocupados afeta negativamente essas chances. Os resultados mostram também que os efeitos contextuais sobre a probabilidade de estar empregado estendem-se ao ambiente social para além da vizinhança imediata.

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

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. 1<sup>a</sup>. ed. Campinas: Alínea Editora, v. 1, 2012.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics**. Dallas: University of Texas, School of Social Science, 1999.
- ARROW, K. J. The Economics Implications of Learning by Doing. **Review of Economics Studies**, v.29, 1962.
- ARROW, K.J. The Theory of Discrimination. In: Ashenfelter, O., Rees, A. (Eds.), **Discrimination in Labor Markets**. Princeton University Press, 1973.
- BAUMONT, C. **Spatial Effects in Housing Price Models: Do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration Dijon (1999)?** Regional Group Seminar of the Federal Reserve Bank of Chicago, 2004.
- BECKER, G. Investment in Capital Human: A Theoretical Analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, 1962.
- BLINDER, A. Wage discrimination: reduced forms and structural estimation. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, 1973.
- BORJAS, G. J. **Labor Economics**. New York: McGraw-Hill Companies, 1996.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Using Stata**. Rev. ed. College Station, TX: Stata Press. 2010.
- CARLING, K.; HOLMLUND, B.; VEJSIU, A. Do Benefit Cuts Boost Job Findings? Swedish Evidence from the 1990s. **The Economic Journal**, 2001.
- CHISWICK, B. Are Immigrants Favorably Self-Selected? **American Economic Review**, v. 89, 1999.
- DAUTH, W. Agglomeration and regional employment growth. **IAB Discussion Paper**, 2010.
- FELDMAN, M. P.; AUDRETSCH, D. B. Innovation in cities: Science-based diversity, specialization, and localized competition. **European Economic Review**, v. 43, 1999.
- GLAESER, Edward L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. Growth in Cities. **Journal of Political Economy**, v.100, n.6, 1992.
- GLAESER, Edward L.; MARÉ, David. C. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v.19, n.2, 2001.
- HÅKANSSON, K.; ISIDORSSON, T. The Trade Union Response to Agency Labour in Sweden. **Industrial Relations Journal**, v. 45, n. 1, 2014.
- HALL, Robert. **Turnover in the Labor Force**. Brookings Papers on Economic Activity, v. 3, 1972.
- HENDERSON, J. V. Externalities and Industrial Development. **Journal of Urban Economics**, v. 42, 1997.
- HOLMLUND, B. **Labor Mobility: Studies of Labor Turnover and Migration in the Swedish Labor Market**. Stockholm: Industriens Utredningsinstitut, 1984.
- HOX, J. **Multilevel Analysis: Techniques and Applications**. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc. 2002.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Demográfico (2010)**. Versão Digital.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA/IPEADATA). **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 07 jan. 2015.

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, 2002.

LAMEIRA, V. de C.; GONÇALVES, E.; FREGUGLIA, R. da S. **Abordagem hierárquico-espacial dos fatores individuais e regionais da mobilidade de trabalhadores qualificados no Brasil formal (2003-2008)**. XL ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. Anais...Porto de Galinhas: 2012. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro/2012/>>. Acesso em: 07 jan. 2015.

MARINHO, E.; MENDES, S. The Impact of Government Income transfers on the Brazilian Job Market. **Estudos Econômicos**, São Paulo. v. 43, n.2, 2013.

MARSHALL, Alfred. **Princípios de economia: tratado introdutório**. São Paulo: Abril Cultural (Os economistas), 1920.

MARSTON, S. Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment. **Quarterly Journal of Economics**, v. 100, 1985.

MATTOS, Enlison; MAIA, Simone; MARQUES, Flavio. Evidência da relação entre oferta de trabalho e programas de transferência de renda no Brasil: bolsa escola versus renda mínima. **Pesquisa e Planejamento Econômico - PPE, Rio de Janeiro: IPEA**, v. 40, n. 2, 2010.

MENEZES-FILHO, N.; PICCHETTI, P. The Determinants of the Duration of Unemployment in Brazil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n.1, 2000.

MINCER, J. Education and Unemployment. **NBER Working Paper**, No. 3838, 1991.

\_\_\_\_\_. **Labor-Force Participation of Married Women: a Study of Labor Supply**. In: Lewis, H. G. eds. *Aspects of Labor Economics*. Princeton University Press, Princeton NJ, 1962.

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

MORREL, S. L; TAYLOR, R. J.; QUINE, S.; KERR, C. B; WESTERN, J. A case-control study of employment status and mortality in a cohort of Australian youth. **Social Science & Medicine**, v. 49, 1999.

NICKELL, S. Estimating the Probability of leaving Unemployment. **Econometrica**, v. 47, 1979.

NIEBUHR, A. Spatial Interaction and Regional Unemployment in Europe. **European Journal of Spatial Development**, v. 5, 2003.

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, 1997.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. **Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods**. 2ª ed. Thousand Oaks: Sage Publications, 2002.

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, 2007.

ROMER, Paul M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy, Chicago**, v.94, n.5, 1986.

SAMPAIO, Armando Vaz. Estrutura do mercado de trabalho metropolitano na Região Sul do Brasil, em 1995 e em 2005. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 22, 2012.

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

- SJAASTAD, L. A.. The Costs and Returns of Human Migration. **Journal of Political Economy**, v. 70, 1962.
- SNIJDERS, T. A. B.; BOSKER, R. J.. **Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling**. London, United Kingdom: Sage, 1999.
- ROS, I. **After establishment closure: Individual characteristics that determine reemployment probabilities of displaced workers in Sweden**. Master of Science Thesis INDEK 2013:72, The Royal Institute of Technology, Stockholm, 2013.
- ROSEN, S. Hedonic Prices and Implicit prices. **Journal of Political Economy**, v. 86, 1974.
- 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, 2001.
- VIÑUELA, MOROLLÓN, FERNÁNDEZ-VÁSQUEZ. Applying economic-based analytical regions: a study of the spatial distribution of employment in Spain. **The Annals of Regional Science**, v.52, n. 1, 2014.
- WHEELER, Christopher H.. Search, Sorting, and Urban Agglomeration, **Journal of Labor Economics**, v. 19, 2001.