

A densidade espacial do emprego estimula a mobilidade de trabalhadores interfirma? Uma análise para os municípios brasileiros

Patrícia Araújo Amarante¹; Magno Vamberto Batista da Silva²; Paulo Aguiar do Monte³

Resumo: Esse artigo teve como objetivo investigar como a densidade espacial do emprego afeta a mobilidade dos trabalhadores interfirma no mercado de trabalho brasileiro. Para tanto, foram produzidas evidências por meio de modelos *Probit* com efeitos aleatórios e *Probit* dinâmico aplicados a um painel de dados empregador-empregado, construído por meio da RAIS identificada. Os resultados apontam que os indivíduos que trabalham em regiões mais densas são mais propensos à mobilidade interfirma. Em geral, a densidade do emprego afeta a mobilidade interfirma com maior intensidade se os trabalhadores estão na faixa etária entre 18 e 29 anos de idade e são mais qualificados. Além disso, os resultados obtidos para os modelos dinâmicos por meio dos estimadores de Heckman (1981) e Stewart (2006) apontam que a mobilidade interfirma defasada temporalmente é estatisticamente significativa, sugerindo que a mobilidade interfirma no período t depende potencialmente da mobilidade interfirma no período $t-1$.

Palavras-Chave: Densidade do emprego. Mobilidade interfirma. Mercado de trabalho. Modelos dinâmicos.

Abstract: This article aimed to investigate how the spatial density of employment affects the inter-firm mobility of workers in the Brazilian labor market. For this, we produced evidence using Probit models with random effects and dynamic Probit applied to an employer-employee data panel, built through the identified RAIS. The results indicate that individuals working in denser regions are more likely to inter-firm mobility. In general, employment density affects inter-firm mobility with greater intensity if workers are in the age group between 18 and 29 years of age and are more skilled. In addition, the results obtained for the dynamic models using the Heckman (1981) and Stewart (2006) estimators indicate that the temporally lagged interphase mobility is statistically significant; suggesting that the inter-firm mobility in period t depends potentially on the inter-firm mobility in the period $t-1$.

Keywords: Density of employment. Interfirm mobility. Labor market. Dynamic models.

Código JEL: J61; R12; C33

¹Doutora em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/UFPB). Email: patyamarante@yahoo.com.br.

² Doutor em Economia pela UFPE. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/UFPB) e do Departamento de Economia da UFPB. Email: magnovbs@gmail.com.

³ Doutor em Economia pela UFPE. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/UFPB) e do Departamento de Economia da UFPB. Email: pauloaguiardomonte@gmail.com.

Introdução: Uma regularidade teórica e empírica estabelecida na ciência econômica é que regiões mais densas tendem a ser mais produtivas (DURANTON; PUGA, 2004; PUGA, 2010). Porém, a despeito das várias evidências realizadas no sentido de verificar quais as razões para o elevado grau de concentração de pessoas e atividades econômicas em poucos espaços geográficos, os estudos acerca das fontes das vantagens da produtividade decorrentes desse padrão ainda são escassos (ROSENTHAL; STRANGE, 2004; COMBES; GOBILLON, 2014). Um dos argumentos teóricos lançados infere que a concentração de pessoas e empresas em determinados espaços geográficos diminuiria os custos das transações no mercado de trabalho, favorecendo uma melhor combinação (*matching*) ou interação entre as habilidades de trabalhadores que estão desempregados ou procurando melhores oportunidade de emprego e empregadores (HELSEY; STRANGE, 1990; SATO, 2001; WHEELER, 2008). Além disso, os mercados de trabalho urbanos, dotados de mão de obra qualificada, seriam capazes de gerar externalidades de capital humano que não existiriam em regiões menos densamente povoadas (RAUCH, 1993; GLEASER; MARÉ, 2001; MORETTI, 2004). Dessa forma, a mobilidade laboral interfirma poderia ser vista como um canal para as vantagens da produtividade decorrentes da densidade espacial do emprego.

Para Marshall (1920), os principais fatores influenciam a distribuição geográfica das atividades econômicas no espaço são: 1) a formação de um constante agrupamento de trabalhadores especializados e a produção de novas ideias; 2) as condições físicas da região, tais como o tipo de clima e solo, a disponibilidade e facilidade de acesso aos insumos necessários à produção e aos mercados consumidores; e 3) a presença de transbordamentos ou *spillovers* de conhecimentos. Desses três microfundamentos das economias de aglomeração reportados por Marshall (1920), a relação entre mobilidade do trabalho e densidade pode ser associada a dois, sumarizados por Duranton e Puga (2004) da seguinte forma: a aprendizagem ou transbordamentos de conhecimento, por ser um mecanismo de difusão e produção de novas ideias que é estimulado pela maior facilidade proporcionada pela proximidade geográfica à troca de informações técnicas e organizacionais entre trabalhadores, conhecidas também por interações *face-to-face*.; e o *matching*, uma vez que facilita o processo de harmonização eficiente entre trabalhadores e empregadores pelo fato de oferecer um mercado constante para mão de obra especializada, o que também pode também contribuir para mitigar os conflitos entre estes (ANDERSSON; THULIN, 2013). Sendo assim, esses argumentos sugerem que a mudança interfirma dos trabalhadores, tipicamente realizada com maior frequência nas regiões mais densas, pode ser considerada um mecanismo por meio do qual os efeitos da aprendizagem e do *matching* podem se materializar, impulsionando a produtividade decorrente das economias ou ganhos proporcionados pela aglomeração das atividades econômicas.

Apesar da mobilidade do trabalho interfirma ser uma conduta provável para a relação entre densidade e produtividade, ainda são poucos os estudos que exploram essa relação (COMBES; GOBILLON, 2014). Dentre os estudos que abordam a relação entre a mobilidade interfirma e as economias de aglomeração destacam-se os de Almeida e Kogut (1999), Fallick, Fleischman e Rebitzer (2006), Finney e Kohlhase (2008), Wheeler (2008), Freedman (2008), Bleakley e Lin (2012), Andersson e Thulin (2013).

No Brasil, grande parte dos trabalhos que estudam a mobilidade tem com foco principal os determinantes individuais e regionais da migração geográfica e a mobilidade espacial dos trabalhadores, como, por exemplo, Lameira, Gonçalves e Freguglia (2012, 2015), Freguglia, Gonçalves e Silva (2014), Tavares e Almeida (2014), Gonçalves, Freguglia e Silva (2015) e Almeida, Bessaria e Rocha (2016). A exceção é Mendes, Gonçalves e Freguglia (2012) que aborda especificamente os determinantes da mobilidade de trabalhadores interfirma.

Diante desse contexto, o objetivo desse estudo é analisar como a densidade espacial do emprego no mercado de trabalho brasileiro afeta a mobilidade dos trabalhadores interfirmas. Para tanto, considera-se um painel de dados empregador-empregado que captura as diferenças regionais, além de características relacionadas aos trabalhadores e às empresas, para o período de 2003 a 2013, construído a partir dos dados da Relação Anual de Informações Sociais identificada (RAIS identificada).

Seguindo a metodologia de Finney e Kohlhase (2008) e Andersson e Thulin (2013), a análise empírica é realizada por meio de modelos de dados em painel balanceados de resposta binária, *Probit* com efeitos aleatórios, com variável dependente mensurada com base na escolha do trabalhador entre permanecer no mesmo vínculo empregatício ou mudar de empresa. Dessa forma, a mudança de emprego está sempre associada ao movimento entre diferentes empresas. Com o intuito de dirimir os problemas relacionados a possíveis efeitos de seleção, as estimativas também são realizadas considerando-se grupos de idade, níveis de instrução e setor de atividade. Isso pode ocorrer pelo fato de que as regiões densas podem atrair trabalhadores inerentemente mais propensos à mobilidade (positivamente selecionados), de modo que a mobilidade nessas regiões pode refletir um efeito de seletividade, ao invés de um resultado proveniente do relacionamento entre densidade e mobilidade dos trabalhadores (ANDERSSON; THULIN, 2013).

No entanto, é possível que haja uma dinâmica temporal da mobilidade, uma vez que um trabalhador que mudou de emprego num determinado período, pode ser mais ou menos propenso a realizar uma nova mudança. Tendo isso em vista, outra contribuição desse estudo se refere à estimação de versões dinâmicas dos modelos de dados em painel não-linear, com formulação empírica baseada nos estudos de Heckman (1981) e Stewart (2006a, 2006b). Alguns estudos têm utilizado as versões dinâmicas dos modelos de dados em painel não-linear em diferentes aplicações. Alguns exemplos são: participação da força de trabalho (HYSLOP, 1999); persistência do desemprego (ARULAMPALAM; BOOTH; TAYLOR, 2000); a dinâmica do trabalho por conta própria (HENLEY, 2004); desemprego e dinâmica dos salários (STEWART, 2007); e pobreza intertemporal (LIMANLI, 2015). No entanto, a aplicação desse modelo em análises da mobilidade interfirma ainda é escassa, um exemplo encontrado na literatura é o trabalho de Buchinsky, *et al.* (2010), que investiga as relações entre mobilidade interfirma, os salários e os retornos à duração do emprego e à experiência nos Estados Unidos. A partir dessa análise é possível observar se a mobilidade interfirma apresenta persistência, a mobilidade em anos precedentes tenderia a favorecer uma nova mudança no período atual, ou se essa correlação defasada é negativa, indicando se os indivíduos que mudaram de empresa no período anterior seriam menos propensos a manter a incidência desse fenômeno no momento atual. Além disso, ao explorar a dimensão temporal dos dados, os modelos dinâmicos permitem tratar com maior eficiência problemas como endogeneidade e heterogeneidade não-observada (WOOLDRIDGE, 2002). Dessa forma, o estudo avança em questões importantes que não têm sido exploradas com profundidade, sobretudo, no Brasil.

Para atingir tais objetivos, além desta introdução, o artigo encontra-se organizado da seguinte forma. A seção 2 descreve a estratégia empírica, a base de dados e a construção das variáveis. Na seção 3 são discutidos os resultados empíricos e a seção 4 é reservada às conclusões.

2 Métodos:

A influência da densidade espacial do emprego sobre a probabilidade de um indivíduo mudar de empregador nos municípios brasileiros será investigada considerando um painel de dados empregador-empregado que captura as diferenças regionais, além de características relacionada

ao indivíduo e ao seu vínculo empregatício. Dessa forma, tendo como base em Finney e Kohlhase (2008) e Andersson e Thulin (2013), a metodologia assume, inicialmente, a seguinte especificação para modelos de dados em painel com resposta binária:

$$\Pr(y_{it}^* = 1 | X_{i,t}) = \Phi(\alpha + r'\beta + z'_{i,t}\gamma + w'_{i,t}\theta + \varepsilon_{i,t}) \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

em que y_{it}^* é uma variável dependente binária que assume o valor igual a 1 se o indivíduo i mudou de empregador entre os anos t e $t + 1$; e $x'_{i,t}$ é um vetor de variáveis explanatórias exógenas das quais, r é um vetor de variáveis regionais; z é um vetor de características do indivíduo i ; w é um vetor de características do empregador no período t . Ademais, $\varepsilon_{i,t}$ é um termo de erro aleatório, a priori, sem autocorrelação no tempo.

No entanto, a especificação apresentada na Equação (1) não permite capturar uma possível dinâmica temporal da mobilidade, uma vez que um trabalhador que mudou de emprego num determinado período, pode ser mais ou menos propenso a realizar uma nova mudança. A partir de um conjunto de dados em painel é possível explorar a dimensão temporal. Assim, considere a seguinte versão dinâmica da Equação (1):

$$y_{it}^* = \gamma y_{i,t-1} + r'\beta + z'_{i,t}\gamma + w'_{i,t}\theta + v_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (2)$$

$$v_{i,t} = \alpha_i + u_{i,t}$$

em que $y_{i,t-1}$ é a mobilidade interfirma do trabalhador no período $t - 1$; γ é um parâmetro restrito ao intervalo $|\gamma| < 1$; α_i é um termo que capta as características individuais que são invariantes no tempo, ou seja, a heterogeneidade individual omitida; e $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_u^2)$. Conforme Cameron e Trivedi (2005), a introdução da variável $y_{i,t-1}$ no modelo torna-o autorregressivo, permitindo capturar a dinâmica temporal da mobilidade interfirma, sob a ausência de autocorrelação serial do termo de erro $v_{i,t}$. Se $u_{i,t}$ é normalmente distribuído, a probabilidade de transição para o indivíduo i no tempo T , dado α_i , será dada por:

$$\Pr(y_{i,t} | x_{i,t}, y_{i,t-1}, \alpha_i) = \Phi\{(\gamma y_{i,t-1} + x'_{i,t}\beta + \alpha_i)(2y_{i,t} - 1)\} \quad (3)$$

em que $x'_{i,t}\beta$ é o vetor de variáveis explicativas.

Entretanto, conforme Stewart (2006a), a estimativa desse modelo requer a suposição de exogeneidade entre as condições iniciais, ou seja, o valor da variável dependente no início do período, y_{i1} , e o termo α_i . Além disso, conforme destaca Cameron e Trivedi (2005), o vetor de variáveis explicativas pode incluir alguns componentes interdependentes da mobilidade interfirma. O tempo de emprego, por exemplo, é um caso típico. Sabe-se que essa variável desempenha um papel importante na determinação da mobilidade laboral. Por outro lado, o tempo que o trabalhador permanece em determinado vínculo empregatício também pode ser afetado pelas mudanças de emprego. Assim, na presença dessa potencial endogeneidade, as estimativas podem gerar como resultado parâmetros tendenciosos.

Sob a hipótese de ausência de autocorrelação serial do termo de erro, o modelo especificado em (2) pode, sob certas condições, ser estimado consistentemente por um estimador de máxima verossimilhança proposto por Heckman (1981). Na literatura, é possível encontrar métodos alternativos ao de Heckman (1981) para estimação de modelos dinâmicos para dados em painel com variável dependente binária, tais como os sugeridos por Orme (1997, 2001) e Wooldridge (2005). No entanto, estudos como os de Miranda (2007) e Arulampalam e Stewart (2009) têm comprovado a superioridade do estimador de Heckman (1981) quanto à precisão na estimação dos coeficientes, apesar deste ser um método computacionalmente mais intensivo. Similarmente aos estimadores padrão para modelos *probit* com efeitos aleatórios, a avaliação

da probabilidade do estimador de Heckman (1981) é baseada na aproximação de quadratura de Gauss-Hermite (Stewart, 2006a). A especificação econométrica do estimador de Heckman (1981) parte de um modelo *probit* dinâmico com efeitos aleatórios, com uma equação na forma reduzida linearizada para o valor inicial da variável latente, da seguinte forma:

$$y_{i1}^* = z'_{i1}\pi + \eta_i, i = 1, \dots, N \quad (4)$$

$$\eta_i = \theta\alpha_i + u_{i1}$$

em que z_{i1} é um vetor de instrumentos exógenos, incluindo x_{i1} , e η_i é correlacionado com α_i , mas não correlacionado com u_{it} . Ademais, $\theta > 0$, com α_i e u_{i1} independentes. Portanto, a forma reduzida linearizada para variável latente no período inicial pode ser especificada como:

$$y_{i1}^* = z'_{i1}\pi + \theta\alpha_i + u_{i1}, i = 1, \dots, N \quad (5)$$

em que z inclui como instrumentos valores no período inicial de variáveis contidas em x .

Todavia, se o termo de erro for autocorrelacionado, o estimador de Heckman é inconsistente. Nesse contexto, Stewart (2006a) sugere uma extensão para o estimador de Heckman (1981), introduzindo um modelo *probit* dinâmico com efeitos aleatórios para o caso em que os erros são autocorrelacionados, o que envolve a utilização de estimadores de Máxima Verossimilhança Simulada (MVS) desenvolvidos por Geweke (1991), Hajivassilion e Mcfadden (1998) e Keane (1994). A rotina de estimação por MVS fornece um estimador consistente do vetor de parâmetros cujo número de simulações tende ao infinito, sendo assintoticamente equivalente ao estimador de máxima verossimilhança. O modelo utilizado nesse caso é definido como na Equação (5), no entanto, o termo de erro agora segue um processo autorregressivo de primeira ordem [AR(1)] com média móvel [MA(1)]. Utilizando a decomposição de Cholesky, Stewart (2006a) apresenta a seguinte versão para o modelo com variável dependente latente:

$$y_{i1}^* = \mu_{it} + \sum_{j=1}^t c_{tj}\eta_{ij} \quad (6)$$

em que $\mu_{it} = \gamma y_{it-1} + x'_{it}\beta$ para $t \geq 2$ e $\mu_{i1} = z'_{i1}\pi$, em que z incluirá como instrumentos valores no período inicial de variáveis contidas em x . A probabilidade de uma sequência observada de y 's é dada por:

$$Pr_i = \Phi\{(y_{i1} - 1)a_{i1}\} \times \int_{L_{i1}}^{U_{i1}} \Phi\{(y_{i2} - 1)a_{i2}\}\phi(\eta_{i1}) \quad (7)$$

$$\times \int_{L_{i2}}^{U_{i2}} \int_{L_{i3}}^{U_{i3}} \Phi\{(y_{i3} - 1)a_{i3}\}\phi(\eta_{i1})\phi(\eta_{i2})d\eta_{i2}d\eta_{i1}$$

em que $a_{i1} = \mu_{i1}/c_{11}$, $a_{i2} = (\mu_{i2} + c_{21}\eta_{i1})/c_{22}$, $a_{i3} = (\mu_{i3} + c_{31}\eta_{i1} + c_{32}\eta_{i2})/c_{33}$, e assim sucessivamente; e $(L_{it}, U_{it}) = (-a_{it}, \infty)$ se $y_{i1} = 1$ ou $(-\infty, -a_{it})$ se $y_{i1} = 0$.

Ademais, a estimação dos modelos *probit* dinâmicos requer a utilização de um painel balanceado, ou seja, o número de observações de tempo, para cada unidade *cross-section* deve ser o mesmo.

2.2 Base de dados e construção das variáveis

Os dados utilizados no modelo empírico são oriundos da Relação Anual de Informações Sociais identificada (RAIS identificada), a qual permite o acompanhamento da trajetória ocupacional dos trabalhadores através do Cadastro de Pessoas Físicas (CPF), em nível de agregação municipal. A partir da RAIS identificada foi possível construir um painel de dados que captura

características relacionadas aos indivíduos, além de aspectos regionais e do vínculo empregatício. A análise contempla o período de 2003 a 2013. O ano de 2013 foi escolhido como ano final por possuir as informações mais recentes da RAIS identificada disponíveis no momento da realização do presente estudo. Já o ano de 2003, é o primeiro ano disponível no banco de dados que contém todas as variáveis necessárias à estimação econométrica do modelo. O total de registro no banco de dados varia entre 41.969.162, no ano de 2003, e 75.400.510, em 2013, considerando os vínculos ativos e desligados em 31 de dezembro de cada ano, conforme a Tabela 1.

Tabela 1 – Brasil: Distribuição dos registros de emprego. 2003-2013

Ano	Desligados	Ativos em 31/12	Total
2003	12.424.235	29.544.927	41.969.162
2004	13.276.334	31.407.576	44.683.910
2005	14.418.482	33.238.617	47.657.099
2006	15.545.778	35.155.249	50.701.027
2007	17.041.703	37.607.430	54.649.133
2008	20.264.853	39.441.566	59.706.419
2009	19.919.350	41.207.546	61.126.896
2010	22.678.947	44.068.355	66.747.302
2011	24.660.494	46.310.631	70.971.125
2012	25.867.773	47.458.712	73.326.485
2013	26.452.077	48.948.433	75.400.510

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

A partir desse conjunto de dados original, foram realizados alguns filtros. Em primeiro lugar, a amostra é restrita aos trabalhadores do setor privado, excluindo-se as entidades públicas e de economia mista. Ademais, manteve-se apenas os indivíduos com idade entre 18 e 64 anos e apenas um vínculo empregatício. Tendo em vista os trabalhadores ativos, a manutenção de apenas um vínculo no ano levou em consideração o critério de maior salário e tempo de emprego, supondo que esta possa ser a renda principal do trabalhador. Foram desconsiderados os trabalhadores cujo motivo de desligamento é registrado como proveniente de aposentadoria, falecimento, término de contrato (contrato temporário) e transferência. Ademais, foram excluídos os vínculos decorrentes de contratos temporários ou por tempo determinado, além dos registrados como aprendiz. Visando eliminar observações discrepantes, ou *outliers*, foram mantidos apenas os trabalhadores cujo salário real no mês de dezembro não ultrapassou R\$ 50.000,00. Além dos controles mencionados, foram eliminados os registros com erros de declaração ou omissão de dados, identificados como observações repetidas para um mesmo trabalhador, informações ausentes ou com código de identificação ignorado, assim como mudanças no valor da variável representativa do gênero do trabalhador ao longo do painel de dados.

Quanto à mensuração das variáveis, a dependente, mobilidade interfirma, é definida como a mudança de empresa realizada por um indivíduo entre dois anos consecutivos, cujo cálculo levou em consideração 10 subperíodos: 2003-2004, 2004-2005, 2005-2006, 2006-2007, 2007-2008, 2008-2009, 2009-2010, 2010-2011, 2011-2012, 2012-2013. A variável dependente foi,

então, construída para cada subperíodo, assumindo valor igual a 1 se o indivíduo i mudou de empregador entre os anos t e $t+1$, e 0, caso contrário. Após o cálculo da variável dependente, manteve-se em cada subperíodo as informações das variáveis explicativas correspondentes ao ano inicial. A Tabela 2 apresenta o número de observações disponíveis em cada subperíodo após a realização dos filtros.

Tabela 2 – Brasil: Distribuição dos registros de emprego por subperíodo 2003-2013

Subperíodos	Registros de Emprego
2003-2004	10.471.240
2004-2005	10.972.820
2005-2006	11.259.260
2006-2007	11.055.840
2007-2008	11.848.480
2008-2009	12.263.600
2009-2010	12.147.000
2010-2011	12.399.600
2011-2012	12.428.840
2012-2013	12.403.160

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

Para construção de um painel de dados balanceado, manteve-se apenas os indivíduos cujas informações estão disponíveis para todos os anos da amostra, ou seja, 11.937.600 indivíduos. Devido ao elevado número de observações individuais, assim como visando a operacionalização do modelo econométrico, foi selecionada, aleatoriamente, uma amostra de 5%. Assim, a base de dados final totalizou 596.880 observações, permitindo acompanhar o comportamento de 59.688 indivíduos ao longo de 10 períodos. Conforme mencionado anteriormente, as variáveis explicativas são definidas no ano inicial de cada subperíodo e destacam informações relacionadas aos trabalhadores e a sua ocupação, atributos do empregador ou das empresas e características regionais.

Entre as variáveis explicativas, as que mensuram as características regionais são as de maior interesse nesse artigo, especialmente no que se refere à densidade do emprego, a qual é utilizada como proxy para as economias de aglomeração. No presente estudo, é empregada uma medida padrão de densidade, comumente usada na literatura empírica, calculada como o logaritmo da razão entre o total de trabalhadores e a área urbana (em Km²). Os dados referentes à área urbana municipal são resultados de medições e estimativas de áreas urbanas no Brasil, publicados pela Embrapa Monitoramento por Satélite do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA).

A metodologia utilizada pela Embrapa para estimação da área urbanizada consistiu de um levantamento de dados censitários da população urbana no Brasil, imagens de satélite, procedimentos estatísticos e de geoprocessamento. A variável densidade do emprego está relacionada ao porte das cidades, bem como a sua capacidade em gerar externalidades positivas decorrentes, por exemplo, de uma maior disponibilidade de serviços e emprego. Ademais, com ressaltado por Jacob (1969), as características próprias de um centro urbano diversificado favorecem a troca de informações e experiências, impulsionando, assim a inovação e o crescimento econômico. Nesse sentido, espera-se que a densidade do emprego possua uma influência positiva sobre a probabilidade de mudança de trabalho interfirmas, ou seja, os

indivíduos são mais propensos a se mover para regiões mais urbanizadas. Ademais, utilizou-se como unidade geográfica para construção de variáveis *dummies* de controle para regiões as cinco macrorregiões brasileiras: Norte (categoria omitida), Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Para as características dos trabalhadores e de sua ocupação, estão inclusas as seguintes variáveis de controle: idade (em anos), gênero, tempo de emprego e grau de instrução. Em geral, espera-se que os indivíduos mais jovens, assim como os homens apresentem maior probabilidade de mobilidade (JOHANSSON; KLAESSON; OLSSON, 2002; FAGGIAN; MCCANN; SHEPPARD, 2007). A variável tempo de emprego representa uma proxy para experiência do trabalhador e se refere ao tempo de emprego, em meses, no mesmo vínculo empregatício. Quanto maior o tempo de emprego, menor tende a ser a probabilidade de mobilidade (FABER, 1994). Um conjunto de variáveis binárias subdivididas em três categorias são usadas como controle para o tempo de emprego: de 0 a 11.9 meses (categoria omitida); de 12.0 a 59.9 meses e de 60.0 meses ou mais.

No que se refere à escolaridade, a literatura aponta que indivíduos mais qualificados tendem a apresentar uma maior mobilidade (MACHIN; PELKONEN; SALVANES, 2008). Para mensurar o nível de instrução dos trabalhadores, utilizou-se *dummies* construídas a partir da variável níveis de instrução disponível na RAIS, a qual foi ajustada em sete divisões que compõem as etapas do ciclo educacional: Sem Instrução (categoria omitida); Fundamental Incompleto; Fundamental Completo; Ensino Médio Incompleto; Ensino Médio Completo; Ensino Superior Incompleto e Ensino Superior Completo.

Como características da empresa, foram incluídas variáveis *dummies* para diferentes classes de tamanho do estabelecimento. A construção dessa variável segue a classificação do Serviço de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE) que divide o tamanho da empresa por número de trabalhadores da seguinte forma: de 0 a 19 trabalhadores; de 20 a 99 trabalhadores; de 100 a 499 trabalhadores e 500 ou mais trabalhadores. Nesse caso, espera-se uma maior probabilidade de mudança de trabalho quanto menor o porte ou tamanho da empresa (BALZOPOULOS; BRAUNERHJELM; TIKOUDIS, 2012). Outra característica do empregador incluída como controle é o setor econômico da empresa. Os setores de atividade foram definidos conforme a classificação de atividades econômicas em grandes setores do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo, então, construídas variáveis *dummies* representativas dos seguintes setores: Agropecuária (categoria omitida); Indústria; Construção Civil; Comércio e Serviços.

As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação do modelo empírico deste artigo estão sintetizadas na Tabela 3. A base de dados contempla 596.880 observações, permitindo acompanhar o comportamento de 59.688 indivíduos ao longo de 10 períodos (2003-2013), no mercado de trabalho formal brasileiro. Essa amostra é composta por trabalhadores que possuem, em média, 36 anos de idade, dos quais a grande maioria são homens (aproximadamente 78%), possuem alta escolaridade e tempo de emprego e trabalham no setor industrial (aproximadamente 41%) da região Sudeste (aproximadamente 72%).

Tabela 3 – Brasil: Estatísticas descritivas da amostra. 2003-2013

Variável	Média	Proporção	Mínimo	Máximo
Mobilidade			0	1
Permaneceu no mesmo vínculo		85,84		
Mudou de vínculo		14,16		
Densidade do emprego*	6,8964		-0,6054	11,8039
Gênero				
Homem		77,98		
Mulher		22,02		
Idade	36,2220		18	64
Nível Educacional				
Sem Instrução		0,39	0	1
Fundamental Incompleto		20,51	0	1
Fundamental Completo		17,59	0	1
Ensino Médio Incompleto		8,93	0	1
Ensino Médio Completo		36,93	0	1
Ensino Superior Incompleto		4,07	0	1
Ensino Superior Completo		11,58	0	1
Tempo de Emprego				
De 0 a 11,9 meses		17,32	0	1
De 12,0 a 59,9 meses		38,71	0	1
60,0 meses ou mais		43,98	0	1
Setores				
Agropecuária		1,40	0	1
Indústria		40,92	0	1
Construção		4,63	0	1
Comércio		23,29	0	1
Serviços		29,76	0	1
Tamanho do Estabelecimento				
De 0 a 19 trabalhadores		25,53	0	1
De 20 a 99 trabalhadores		24,29	0	1
De 100 a 499 trabalhadores		22,44	0	1
500 ou mais trabalhadores		27,73	0	1
Variáveis regionais				
Norte		0,74	0	1
Nordeste		7,68	0	1
Sudeste		71,84	0	1
Sul		17,56	0	1
Centro Oeste		2,18	0	1
Total de Observações			596.880	
Total de indivíduos			59.688	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS. Nota: *Variável em logaritmo.

3 Resultados e Discussões:

3.1 A mobilidade de trabalhadores interfirma

Inicialmente, é apresentado um primeiro conjunto de evidências em que se procura explorar o efeito da densidade do emprego sobre a probabilidade de mobilidade interfirma, considerando-se cada um dos subperíodos utilizados na montagem do painel de dados. A finalidade é verificar a sensibilidade dos resultados ao longo do tempo, assim como o comportamento da densidade do emprego quanto à magnitude e significância dos coeficientes estimados. Nesse sentido, a Tabela 4 destaca os coeficientes obtidos por meio de estimativas *Probit* padrão para o principal regressor desse estudo, a variável densidade do emprego, para cada subperíodo. As variáveis de controle utilizadas são: sexo, idade, escolaridade, tempo de emprego, tamanho do estabelecimento, setor e regiões.

Tabela 3 – Brasil: Coeficientes do modelo de regressão *Probit*: efeito da densidade do emprego sobre a probabilidade de mobilidade interfirma. 2003-2013

Subperíodos	Densidade do Emprego		Observações
	Coeficientes	Desvio Padrão	
2003-2004	0,0417***	(0,0029)	523.562
2004-2005	0,0347***	(0,0028)	548.641
2005-2006	0,0414***	(0,0028)	562.963
2006-2007	0,0390***	(0,0027)	552.792
2007-2008	0,0379***	(0,0026)	592.424
2008-2009	0,0305***	(0,0026)	613.180
2009-2010	0,0477***	(0,0025)	607.350
2010-2011	0,0420***	(0,0024)	619.980
2011-2012	0,0381***	(0,0024)	621.442
2012-2013	0,0456***	(0,0024)	620.158

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

Notas: 1. Desvios padrão robustos à heteroscedasticidade entre parênteses. 2. *** Estatisticamente significativo a 1%. 3.

Os resultados apontam que a densidade espacial do emprego na região em que a empresa está inserida afeta positivamente a probabilidade de mudança de vínculo dos trabalhadores, considerando todos os subperíodos analisados. De maneira geral, os coeficientes estimados são bastante similares com relação à intensidade dos parâmetros entre os diferentes subperíodos, variando de 0,0477 (2009-2010) a 0,0305 (2008-2009). Além disso, não apresentam diferenças quanto ao sinal e nível de significância estatística.

Na Tabela 5 considera-se a estrutura em painel dos dados. Nesse caso, as estimativas dos determinantes da mobilidade interfirma apresentadas foram obtidas por meio de regressão *Pooling Probit* e *Probit* com efeitos aleatórios, com base em atributos dos trabalhadores, das empresas e fatores locais ou regionais. De maneira geral, as estimativas dos parâmetros obtidas para a influência de características observáveis dos trabalhadores e das empresas sobre a mobilidade são vistas como controles para a avaliação do impacto das características regionais, especificamente, da densidade urbana, sobre a mobilidade dos trabalhadores.

Inicialmente, os sinais e a significância estatística das variáveis explicativas apresentam o mesmo padrão para todas as especificações, variando apenas em magnitude.

Tabela 4 – Brasil: Efeito da densidade do emprego sobre a probabilidade de mobilidade interfirma (regressão *Probit* e *Probit* com efeitos aleatórios).2003-2013

	(1)		(2)	
	<i>Pooling Probit</i>		<i>Probit</i> com Efeitos Aleatórios	
Densidade do emprego	0,0338***	(0,0030)	0,0346***	(0,0036)
Características do indivíduo				
Gênero	0,1155***	(0,0054)	0,1392***	(0,0072)
Idade	-0,0153***	(0,0003)	-0,0202***	(0,0004)
Fundamental Incompleto	-0,1029***	(0,0329)	-0,1209***	(0,0432)
Fundamental Completo	-0,0753**	(0,0330)	-0,0945**	(0,0434)
Médio Incompleto	-0,0784**	(0,0334)	-0,1033**	(0,0437)
Médio Completo	-0,1066***	(0,0328)	-0,1462***	(0,0432)
Superior Incompleto	-0,1186***	(0,0344)	-0,1702***	(0,0449)
Superior Completo	-0,1040***	(0,0334)	-0,1825***	(0,0440)
De 12,0 a 59,9 meses	-0,3249***	(0,0053)	-0,1762***	(0,0060)
60,0 meses ou mais	-0,7677***	(0,0060)	-0,4726***	(0,0087)
Característica da empresa				
Indústria	-0,2328***	(0,0172)	-0,2707***	(0,0214)
Construção	0,2538***	(0,0187)	0,2588***	(0,0237)
Comércio	-0,1157***	(0,0175)	-0,1300***	(0,0218)
Serviços	0,0152	(0,0173)	0,0069	(0,0215)
De 20 a 99 trabalhadores	-0,0809***	(0,0059)	-0,1372***	(0,0070)
De 100 a 499 trabalhadores	-0,1145***	(0,0064)	-0,1955***	(0,0078)
500 ou mais trabalhadores	-0,1939***	(0,0065)	-0,2875***	(0,0080)
Fatores regionais				
Nordeste	-0,1257***	(0,0266)	-0,1289***	(0,0339)
Sudeste	-0,0601**	(0,0256)	-0,0634*	(0,0328)
Sul	-0,0207	(0,0260)	-0,0157	(0,0334)
Centro Oeste	0,0668**	(0,0285)	0,0911**	(0,0367)
Observações	596.880		596.880	
Indivíduos	59.688		59.688	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

Notas: 1. Desvios padrão robustos à heteroscedasticidade entre parênteses. 2. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. *Estatisticamente significativo a 10%.

A densidade do emprego apresentou sinal esperado e coeficiente estatisticamente significativo a 1%. Especificamente, nota-se que quando a mobilidade é controlada pelas características observáveis dos trabalhadores e das empresas, os indivíduos que trabalham em regiões mais densas, ou seja, com maior densidade do emprego, são mais propensos à mobilidade interfirma. Resultado semelhante é encontrado no estudo de Finney e Kohlhase (2008), o qual sugere que as áreas urbanas estão associadas a uma maior mobilidade do trabalho no início da carreira; e em Andersson e Thulin (2013), que encontram um efeito positivo e significativo da densidade espacial do emprego sobre a probabilidade de um trabalhador mudar de empresa nos setores industriais e de serviços da Suécia.

De fato, um dos fatos estilizados da economia se refere à concentração de pessoas e atividades econômicas em determinados espaços geográficos e que essas regiões densamente povoadas tendem a ser mais produtivas. Isso por que, como preconizado teoricamente, as vantagens

decorrentes do processo aglomerativo, tais como maior oferta de serviços, fontes de matérias-primas e postos de trabalho, ao atrair um número maior de indivíduos, estimula o aumento da produtividade, por meio da troca de informações de conhecimentos (MARSHALL, 1920). Ademais, os trabalhadores e as empresas localizadas em regiões densas possuem alta acessibilidade a um grande conjunto de potenciais empregados e empregadores, o que pode reduzir os custos associados à busca por novos postos de trabalho, assim com a contratação de novos funcionários, do ponto de vista das empresas.

No que diz respeito às variáveis de controle, em geral, os resultados foram semelhantes aos da literatura acerca dessa temática, os quais reforçam a importância de variáveis como idade, nível de escolaridade, tempo de emprego, setor econômico e região para a determinação da mobilidade interfirma (FALLICK; FLEISCHMAN; REBITZER, 2006; FINNEY; KOHLHASE, 2008; WHEELER, 2008; ANDERSSON; THULIN, 2013). Quanto ao primeiro grupo de variáveis, atributos gerais dos trabalhadores, pontua-se que o efeito da idade indica que os trabalhadores mais velhos tendem a ter uma menor mobilidade interfirma.

De fato, como pontua Borjas (2012), considerando-se a mobilidade como um investimento em capital humano, os trabalhadores mais velhos possuirão um período de tempo mais curto para se beneficiar dos possíveis retornos oriundos dos investimentos realizados na transferência de firma, reduzindo assim, a probabilidade de mobilidade. O mesmo é verdade para aqueles que têm maior tempo de emprego, indicando que a mobilidade interfirma é maior quanto menor o tempo de emprego. O efeito da idade e do tempo de emprego podem ser explicados conjuntamente pela tendência de maior estabilidade no emprego (carreira profissional) e, consequentemente, menor necessidade de buscar outro emprego quanto maior a idade e o tempo de vínculo empregatício. No que diz respeito à relação entre a variável gênero e a mobilidade, identifica-se uma relação direta e significativa (0,1392), assim, os homens são, em média, mais propensos a mudar de emprego em relação às mulheres.

Com relação ao nível de instrução, todas as variáveis *dummies* são negativas, indicando que, para o caso brasileiro, uma maior mobilidade interfirma tenderia a ser verificada em trabalhadores com menor nível de instrução. Conforme afirmado anteriormente, teoricamente, haveria uma maior propensão maior para que indivíduos mais qualificados sejam relativamente mais móveis. O fato de que os trabalhadores com nível de escolaridade mais elevado apresentem uma maior probabilidade de mobilidade interfirma pode estar associado ao aumento das oportunidades no mercado de trabalho para indivíduos com uma maior qualificação. Por outro lado, a falta de informação, menores habilidades, restrição de crédito ou outras características não observadas correlacionadas com uma qualificação menor podem ser apontadas como possíveis limitações à mobilidade interfirma dos indivíduos menos educados (MACHIN; PELKONEN; SALVANES, 2008).

No entanto, para Sahota (1968) em artigo seminal sobre a migração interna no Brasil, a priori, não é possível prever a influência da educação de uma forma direta. Assim, a mobilidade não será necessariamente mais elevada entre os indivíduos com maior escolaridade, uma vez que outros fatores podem influenciar essa decisão, tais como a quantidade de indivíduos educados na região de destino, considerando-se o grau de competição por novos postos de trabalho, assim como a comparação entre os retornos financeiros oferecidos pelas regiões de origem e destino. Esse resultado também pode encontrar respaldo em estudos que encontram resultados distintos acerca dos determinantes da mobilidade interfirma quando se considera na análise distintas amostras por níveis de escolaridade, tais como Finney e Kohlhase (2008) e Andersson e Thulin (2013).

Quanto às características da empresa, os resultados sugerem que os trabalhadores tendem a ser mais propensos a mudar de empregador se eles trabalham em empresas de menor dimensão em termos de número de funcionários. No tocante à mobilidade entre os diferentes setores econômicos, verifica-se que está se comporta de maneira distinta. Os resultados sugerem que está empregado em setores como indústria e comércio reduz a probabilidade de mobilidade, comparativamente à categoria setorial base (Agropecuária), enquanto trabalhar na Construção Civil aumenta a possibilidade de mudança de vínculo. No que se refere ao Comércio, os coeficientes não se mostram estatisticamente significativos. Ademais, uma vez que a mobilidade interfirma pode ser afetada de maneira distinta, dadas as características do mercado de trabalho entre as diferentes regiões brasileiras, foram incluídas variáveis *dummies* de controle para as regiões Norte (categoria omitida), Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste, as quais se mostraram estatisticamente significantes, a exceção da região Sul.

Uma vez discutidas essas evidências iniciais, foram realizados alguns recortes na base de dados, com o intuito de verificar como os possíveis determinantes da mobilidade interfirma se comportam supondo diferentes faixas etárias, níveis de escolaridade e setores. Esses recortes permitem analisar como o efeito da densidade do emprego sobre a mobilidade pode ser distinto, dadas as características de cada grupo analisado individualmente. De fato, uma das questões que devem ser consideradas na identificação do efeito da densidade sobre a mobilidade do trabalho é a seleção amostral, a qual surge da possibilidade de classificação espacial não aleatória de trabalhadores sobre as características individuais associadas à sua mobilidade (ANDERSSON; THULIN, 2013). Assim, regiões densas podem atrair trabalhadores inerentemente móveis, de modo que a maior mobilidade nessas localidades poderá refletir um efeito de classificação ao invés de um efeito da densidade sobre os trabalhadores (COMBES et al., 2012).

Dessa forma, a identificação da influência da densidade das cidades sobre a mobilidade do trabalhador realizada até o momento não permite verificar a natureza dessas influências, tendo em vista que pode existir a possibilidade de que as vantagens decorrentes da aglomeração de pessoas e atividades econômicas no espaço, mensuradas por meio da densidade do emprego, resultem do maior estímulo ao aprendizado, por meio da difusão de conhecimentos e ideias, o que acontece devido a um maior contato entre diferentes indivíduos. Destarte, caso esse aprendizado esteja condicionado a características individuais, tais como idade e nível educacional, é possível que os efeitos da densidade do emprego distribuam-se de forma diferenciada entre os indivíduos.

Para investigar tais possibilidades, a Tabela 6 apresenta os resultados do modelo *Probit* com efeitos aleatórios em que a variável dependente, mobilidade interfirma, foi computada considerando diferentes faixas de idade, níveis de instrução e setores. De maneira geral, os achados apontam que a densidade do emprego afeta a mobilidade interfirma com maior intensidade se os trabalhadores estão na faixa etária entre 18 e 29 anos de idade. Em particular, a relação entre densidade do emprego e a mobilidade interfirma dos trabalhadores nessa faixa etária é positiva e estatisticamente significativa, sugerindo que a densidade é um fator mais importante para mobilidade se os trabalhadores são mais jovens. Para a faixa etária de 30 a 49 anos de idade, o coeficiente da densidade do emprego também é positivo e estatisticamente significativo, porém menor em magnitude em relação à faixa etária de menor idade. Já para os trabalhadores entre 49 e 64 anos, o coeficiente obtido para a densidade do emprego não foi estatisticamente significativo. A variação do efeito da densidade sobre a mobilidade interfirma para diferentes faixas de idade já é um resultado bem estabelecido na literatura, sendo verificado, por exemplo, no estudo de Bleakley e Lin (2012).

Tabela 5 – Brasil: Coeficientes *Probit* com efeitos aleatórios por faixa etária, nível de instrução e setor. 2003 -2013

	Faixa Etária					
	De 18 a 29 anos		De 30 a 49 anos		De 49 a 64 anos	
Densidade do emprego	0,0449*** (0,0047)		0,0185*** (0,0058)		-0,0423 (0,0288)	
Observações	163.098		379.510		54.272	
Indivíduos	16.310		37.951		5.427	
	Nível de Escolaridade					
	Fundamental Incompleto	Fundamental Completo	Médio Incompleto	Médio Completo	Superior Incompleto	Superior Completo
Densidade do emprego	0,0294*** (0,0067)	0,0277*** (0,0077)	0,0281*** (0,0107)	0,0490*** (0,0064)	0,0225 (0,0241)	0,0065 (0,0171)
Observações	122.406	104.988	53.272	220.445	24.278	69.146
Indivíduos	12.241	10.499	5.327	22.045	2.428	6.915
	Setor					
	Indústria		Comércio		Serviços	
Densidade do emprego	0,0444*** (0,0063)		0,0463*** (0,0066)		0,0324*** (0,0069)	
Observações	237.780		146.260		177.420	
Indivíduos	23.778		14.626		17.742	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

Notas: 1. Desvios padrão robustos à heteroscedasticidade entre parênteses. 2. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%. *Estatisticamente significativo a 10%. 3. As estimações foram controladas pelas mesmas covariáveis da Tabela 5.

Ao se comparar as regressões realizadas por faixa de instrução pode-se verificar que a magnitude dos coeficientes da densidade do emprego aumenta na medida em que as estimações são realizadas para indivíduos mais instruídos. Contudo, para os trabalhadores com ensino superior incompleto e completo, o coeficiente da densidade não é estatisticamente significativo. Tais evidências sugerem que, a despeito das regiões menos urbanizadas, municípios com maior densidade do emprego podem produzir vantagens ou externalidade positivas para trabalhadores mais qualificados, tais como maior acesso a serviços e oportunidades de trabalho.

Por fim, destacam-se os resultados obtidos por atividade econômica. Para todos os setores analisados, o coeficiente da densidade do emprego é positivo e estatisticamente significativo. Percebe-se, ainda, que a magnitude do coeficiente da densidade do emprego para a Indústria e o Comércio são relativamente maiores em relação ao setor de Serviços. Ademais, comprando os resultados da Tabela 6 com os destacados na Tabela 5, em que os efeitos da densidade do emprego sobre a mobilidade foram obtidos para o conjunto das atividades econômicas, verifica-se que os coeficientes dos modelos estimados para a Indústria e o Comércio são maiores em termos de magnitude, o que reforça a suposição de que os retornos provenientes das economias de aglomeração, aqui mensuradas pela variável densidade do emprego, tendem a ser melhor percebidos quando o setor industrial é analisado isoladamente.

Assim, é possível inferir que os resultados apontam diferenças importantes entre os coeficientes estimados para a densidade do emprego por grupos de idade, nível de escolaridade e setor, indicando que evidências mais robustas acerca dos determinantes da mobilidade interfirmas devem considerar os efeitos da seletividade amostral entre diferentes grupos.

3.2 Dinâmica temporal da mobilidade interfirma

Essa subseção analisa a dinâmica temporal da mobilidade interfirma, verificando-se a hipótese de que um trabalhador localizado numa região densa, que mudou de emprego num determinado

período, pode ser mais ou menos propenso a realizar uma nova mudança. Conforme discutido anteriormente, ao explorar a dimensão temporal dos dados, os modelos dinâmicos para dados em painel não-lineares permitem tratar com maior eficiência problemas de endogeneidade e heterogeneidade não observada. Nesse sentido, na Tabela 7 a coluna 1 apresenta os resultados obtidos com a utilização do estimador de Heckman (1981) que assume a não correlação do termo de erro. Na coluna 2, tem-se os resultados obtidos por meio do modelo *probit* dinâmico de efeitos aleatórios, uma extensão do modelo de Heckman (1981) proposta por Stewart (2006) para os casos em que os erros são autocorrelacionados.

Tabela 7 – Brasil: Coeficientes *Probit* Dinâmico: efeito da densidade do emprego sobre a probabilidade de mobilidade interfirma. 2003-2013

	(1)		(2)	
	Heckman (1981)		Stewart (2006)	
Densidade do emprego	0,0290***	(0,0041)	0,0285***	(0,0038)
Mobilidade (t-1)	-0,2905***	(0,0112)	-0,0614***	(0,0201)
Características do indivíduo				
Gênero	0,1349***	(0,0078)	0,1260***	(0,0072)
Idade	-0,0225***	(0,0004)	-0,0205***	(0,0004)
Fundamental Incompleto	-0,0782*	(0,0450)	-0,0724*	(0,0426)
Fundamental Completo	-0,0523	(0,0451)	-0,0477	(0,0427)
Médio Incompleto	-0,0607	(0,0455)	-0,0544	(0,0431)
Médio Completo	-0,1108**	(0,0449)	-0,1009**	(0,0425)
Superior Incompleto	-0,1380***	(0,0467)	-0,1251***	(0,0442)
Superior Completo	-0,1422***	(0,0456)	-0,1238***	(0,0432)
De 12,0 a 59,9 meses	-0,3881***	(0,0105)	-0,3784***	(0,0103)
60,0 meses ou mais	-0,6589***	(0,0115)	-0,6680***	(0,0112)
Característica da empresa				
Indústria	-0,2404***	(0,0233)	-0,2257***	(0,0220)
Construção	0,2724***	(0,0253)	0,2634***	(0,0239)
Comércio	-0,0967***	(0,0236)	-0,0910***	(0,0223)
Serviços	0,0373	(0,0234)	0,0378*	(0,0221)
De 20 a 99 trabalhadores	-0,1358***	(0,0074)	-0,1199***	(0,0071)
De 100 a 499 trabalhadores	-0,1935***	(0,0082)	-0,1711***	(0,0078)
500 ou mais trabalhadores	-0,2774***	(0,0083)	-0,2523***	(0,0079)
Fatores regionais				
Nordeste	-0,1275***	(0,0374)	-0,1207***	(0,0348)
Sudeste	-0,0723**	(0,0360)	-0,0680**	(0,0335)
Sul	-0,0410	(0,0366)	-0,0387	(0,0340)
Centro Oeste	0,0677*	(0,0403)	0,0601	(0,0374)
Observações	596.880		596.880	
Indivíduos	59.688		59.688	
λ	0,7622***	(0,0250)	0,1421***	(0,0032)
ρ	0,1823***	(0,0032)	0,8173***	(0,0291)
AR (1)			-0,1064***	(0,0087)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

Nota 1 : Desvios padrão robustos à heteroscedasticidade entre parênteses. *** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%.

Nota 2: O modelo de Stewart (2006), coluna 2, foi estimado com base em 10 replicações. O modelo de Heckman é estimado com base em 24 pontos de quadratura.

Nota 3: As variáveis do vetor x utilizadas como instrumentos foram a idade e o tempo de emprego.

Inicialmente é possível observar que a significância estatística e o sinal dos parâmetros estimados se assemelham aos verificados anteriormente para a versão não dinâmica do modelo *Probit* com efeitos aleatórios, apresentada anteriormente na coluna 2 da Tabela 5. A exceção são os parâmetros para as *dummies* de educação que, nesse caso, não são estatisticamente significativos para os trabalhadores com ensino fundamental completo e médio incompleto. Em termos de magnitudes, os coeficientes estimados para a versão dinâmica são ligeiramente menores em relação a versão não dinâmica. Portanto, os resultados revelam que os coeficientes estimados nessa análise são, em geral, consistentes com aqueles obtidos para a amostra geral de mobilidade interfirma por meio da versão não dinâmica do modelo *Probit* com efeitos aleatórios.

Os coeficientes obtidos para os estimadores de Heckman (1981) e Stewart (2006) similares com relação ao sinal dos parâmetros e a significância estatística, porém os primeiros são mais elevados no que diz respeito a magnitude. Assim, em conformidade com os resultados destacados anteriormente, as evidências aqui reportadas demonstram que a mobilidade interfirma no Brasil pode estar associada as características do trabalhador, tais como idade, gênero, nível de instrução e tempo de emprego; a características das empresas, como tamanho do estabelecimento e setor de atividade; e fatores regionais, como região de localização do estabelecimento e densidade do emprego. O coeficiente estimado para a densidade do emprego na versão dinâmica do modelo *Probit*, em particular, também se mostra positivamente significativa, reforçando o efeito de um ambiente econômico diversificado sobre a mobilidade interfirma.

Ademais, ao se observar os resultados das colunas 1 e 2 da Tabela 7, constata-se algumas evidências importantes. Primeiro, o coeficiente da mobilidade interfirma defasada temporalmente é estatisticamente significativa, sugerindo que a mobilidade interfirma no período t depende potencialmente da mobilidade interfirma no período $t - 1$. Segundo, essa relação é negativa, indicando que os indivíduos que mudaram de um emprego para outro no período $t - 1$ são menos propensos a realizar nova mudança no período t . Esse resultado pode ser explicado pela própria característica da base de dados, a qual contempla trabalhadores com vínculos empregatícios ao longo de dez subperíodos, teoricamente menos propensos a realizar várias mudanças ao longo do tempo. Ademais, uma explicação mais plausível seria os custos associados à mobilidade geográfica, especialmente os custos de viagens, os quais são diretamente afetados pela distância entre os locais de origem e destino, bem como as incertezas a respeito das condições econômicas da região de destino podem afetar negativamente a probabilidade de uma nova mudança como destaca (BORJAS, 2012).

4 Conclusões: O estudo teve como objetivo investigar como a densidade espacial do emprego afeta a mobilidade dos trabalhadores interfirma no mercado de trabalho brasileiro, no período de 2003 a 2013. Para tanto, foram produzidas evidências por meio de modelos *Probit* com efeitos aleatórios e *Probit* dinâmico aplicados a um painel de dados empregador-empregado que captura as diferenças regionais, além de características relacionadas aos trabalhadores e as empresas, construído por meio da RAIS identificada anual. Assim, além de contribuir para a literatura especializada ao obter evidências acerca da mobilidade interfirma como um possível condutor para as vantagens da produtividade decorrentes da densidade espacial do emprego, o estudo avança ao agregar novas evidências à literatura nacional a partir de modelos dinâmicos de resposta binária que permitem captar a dinâmica temporal da mobilidade interfirma, além de tratar com maior eficácia possíveis problemas de endogeneidade e heterogeneidade não-observada.

Considerando-se, inicialmente, a amostra geral de trabalhadores, as evidências apontam alguns resultados estilizados na literatura especializada. A mobilidade interfirma estaria associada a características como idade, nível de escolaridade, tempo de emprego, setor econômico e região. Em linha gerais, os resultados empíricos sugerem que: i) os trabalhadores mais velhos e com maior tempo de emprego tendem a possuir uma menor propensão a mobilidade interfirma; ii) em relação as mulheres, os homens se apresentam, em média, mais propensos a mudar de emprego; iii) uma maior mobilidade interfirma tenderia a ser verificada em trabalhadores com menor nível de instrução; iv) os trabalhadores tendem a ser mais propensos a mudar de empregador se eles trabalham em empresas de menor dimensão em termos de funcionários e no setor da Construção Civil; v) os indivíduos que trabalham em regiões mais densas, ou seja, com maior densidade do emprego, são mais propensos à mobilidade interfirma.

As estimações econométricas considerando-se diferentes faixas etária, níveis de escolaridade e setores, revelaram coeficientes bastante diferenciados entre os grupos analisados, indicando que evidências mais robustas acerca dos determinantes da mobilidade interfirma devem considerar os efeitos da seletividade amostral entre diferentes grupos. Em geral, a densidade do emprego afeta a mobilidade interfirma com maior intensidade se os trabalhadores estão na faixa etária entre 18 e 29 anos de idade. Essa relação é positiva e estatisticamente significativa, sugerindo que a densidade parece ser um fator mais importante para mobilidade se os trabalhadores mais jovens. Por sua vez, o coeficiente da variável densidade do emprego é negativo e estatisticamente significativo para os indivíduos sem instrução e positivo e estatisticamente significativo para os trabalhadores com ensino fundamental incompleto, fundamental completo, médio incompleto e médio completo, sugerindo que os trabalhadores mais qualificados tendem a ser mais propensos a mudar de empresa em regiões mais densas. Porém, para os trabalhadores com ensino superior incompleto e completo, o coeficiente da densidade não é estatisticamente significativo. Ademais, a magnitude do coeficiente da densidade do emprego para indústria é relativamente maior em relação ao setor de serviços, assim como em comparação com a análise realizada para a amostra geral de trabalhadores, o que reforça a suposição de que os retornos positivos decorrentes das economias de aglomeração, costumam ser melhor percebidos quando o setor industrial é analisado isoladamente.

Além disso, os resultados obtidos para os modelos dinâmicos por meio dos estimadores de Heckman (1981) e Stewart (2006) apontam que a mobilidade interfirma defasada temporalmente é estatisticamente significativa, sugerindo que a mobilidade interfirma no período t depende potencialmente da mobilidade interfirma no período $t - 1$. Contudo, essa relação é negativa, indicando que os indivíduos que mudaram de um emprego para outro no período $t - 1$ são menos propensos a realizar nova mudança no período t , o que pode estar relacionado aos custos decorrentes da mobilidade geográfica, especialmente os custos de viagens, os quais são diretamente afetados pela distância entre os locais de origem e destino, bem como as incertezas a respeito das condições econômicas da região de destino (BORJAS, 2012).

Assim, de maneira geral, os resultados demonstram que a dinâmica do mercado de trabalho de uma região está estreitamente relacionada à sua geografia interna, assim como as características peculiares dos seus agentes econômicos, ou seja, empresa e trabalhadores. Dessa forma, a constatação de taxas mais elevadas de mobilidade do trabalho entre empresas em espaços geográficos mais densos seria um determinante empiricamente relevante das vantagens de produtividades nessas regiões. Porém, como apontado por Andersson e Thulin (2013), os efeitos indiretos da mobilidade sobre a produtividade podem ser dirimidos quanto maiores forem os custos de transação em relação à mudança de emprego. Ou seja, se a mobilidade do

trabalho é uma fonte importante da produtividade decorrente da densidade, o alcance espacial desses benefícios deve ser sensível a distância de tempo de deslocamento dos trabalhadores, o supõem a necessidade de investimentos em infraestrutura de transporte que podem interferir positivamente na escolha dos trabalhadores em termos de potenciais empregadores, estimulando a melhoria da eficiência em termos de harmonização ou *matching* no mercado de trabalho, assim como o fluxo de conhecimentos.

Referências:

- ALMEIDA, W. S., BESARRIA, C. N., ROCHA, R. M. (2016). A dinâmica dos fluxos migratórios intermunicipais de mão de obra qualificada em Pernambuco e seus principais condicionantes. **Espacios (Caracas)**. v. 37. n. 11. p. 2.
- ALMEIDA P., KOGUT B (1999). Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks. **Management Science**. v.45. n.7. p. 905–917.
- ANDERSSON, F., BURGESS, S., LANE, J. I. (2007). Cities, matching and the productivity gains of agglomeration. **Journal of Urban Economics**. p.112–128.
- ANDERSSON, M., THULIN, P. (2013). Does spatial employment density spur inter-firm job switching? **The Annals of Regional Science**. v.52. p. 245–272.
- ARULAMPALAM, W, BOOTH, A. L., TAYLOR, M. P. (2000). persistence. **Oxford Economic Papers**. v. 52. p. 24–50.
- ARULAMPALAM, W., STEWART, M. B. (2009). Simplified Implementation of the Heckman Estimator of the Dynamic Probit Model and a Comparison with Alternative Estimators. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. v.71. n.5. p.659–681.
- BALTZOPOULOS, A., BRAUNERHJELM, P., TIKOUDIS, I. (2012). Spin-off: Individual, Firm, Industry and Regional Determinants. **CESIS Working paper**. n.265.
- BLEAKLEY, H., LIN, J. (2012). Thick-market effects and churning in the labor market: Evidence from US cities. **Journal of Urban Economics**, p.87–103.
- BUCHINSKY, M, FOUGERE, D., KRAMARZ, F., TCHERNIS, R. (2010). Interfirm Mobility, Wages and the Returns to Seniority and Experience in the United States. **Review of Economic Studies**. n.77. p. 972–1001.
- BORJAS, G.J. (2012). **Economia do Trabalho**. Porto Alegre: AMGH. 613p.
- CAMERON, A. C., TRIVEDI, P. K. (2005). **Microeconometrics: methods and applications**. New York: Cambridge University Press.
- COMBES, P.P. *et al.* (2012). The productivity advantages of large cities: distinguishing agglomeration from firm selection. **Econometrica**. v. 80. n. 6. p.2543–2594.
- COMBES, P. P., GOBILLON, L. (). The empirics of agglomeration economies. In: DURANTON, G., HENDERSON, V., STRANGE, W. (Eds.). (2014). **Handbook of Urban and Regional Economics**, v. 5A, North-Holland, Amsterdam, p. 247-348.
- DURANTON, G., PUGA, D. (2004). Micro-foundations of urban agglomeration economies. In: HENDERSON, J. V., THISSE, J. F. (Eds.), **Handbook of regional and urban economics**. Amsterdam: North-Holland, v.4, cap.48, p.2063-2117.
- FARBER, H.S. (1994). The analysis of inter-firm worker mobility. **Journal of Labor Economics**. v.12. n.4. p.554–593.
- FAGGIAN, A, MCCANN, P., SHEPPARD, S. (2007). Some evidence that women are more mobile than men: gender differences in UK graduate migration behavior. **Journal of Regional Science**. v.47. n.3. p.517–539.
- FALLICK, B. C., FLEISCHMAN, C., REBITZER, J. (2006). Job Hopping in the Silicon Valley: The Micro-Foundations of an Industry Cluster, **The Review of Economics and Statistics**. v.88, n.3. p. 472.

- FINNEY, M.M., KOHLHASE, J. (2008). The effect of urbanization on labor turnover. **Journal of Regional Science**. v. 48. n. 2. p. 311–328.
- FREEDMAN, M. L. (2008). Job hopping, earnings dynamics, and industrial agglomeration in the software publishing industry. **Journal of Urban Economics**, p.590–600.
- FREGUGLIA, R.S., GONÇALVES, E., DA SILVA, E. R. (2014). Composition and determinants of the skilled out-migration in the Brazilian formal labor market: A panel data analysis from 1995 to 2006. **Economia**, p. 100–117.
- GEWEKE, J. (1991). **Efficient Simulation from the Multivariate Normal and Student-t Distributions Subject to Linear Constraints and the Evaluation of Constraint Probabilities**. In: Computing Science and Statistics: Proceedings of the Twenty-third Symposium.
- GLAESER, Edward L., MARÉ, David. C. (2001). Cities and skills. **Journal of Labor Economics**. v.19. n.2. p.316-342.
- GONÇALVES, E., FREGUGLIA, R.S., SILVA, A.R.A. (2015). Regional and individual determinants of labor mobility in Brazilian manufacturing industry: A hierarchical spatial approach for the period 1999-2002. **Planejamento e Políticas Públicas**. n. 45. p. 70-94.
- HAIJIVASSLLIOU, V., McFADDEN, D. (1998). The Method of Simulated Scores for the Estimation of LDV Models. **Econometrica**. v.66. n. 4. p. 863-896.
- HECKMAN, J. (1981). **The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time - Discrete Data Stochastic Process**. In: Structural Analysis of Discrete Data and Econometric Applications. Cambridge, MA: MIT Press. p. 179-195.
- HENLEY, A. (2004). Self-employment status: the role of state dependence and initial circumstances. **Small Business Economics**. v. 22. p. 67–82.
- HESLEY, R.W., STRANGE, W.C. (1990). Matching and agglomeration economies in a system of cities. **Regional Science and Urban Economics**. p.189–212.
- HYSLOP, D. E. (1999). ‘State dependence, serial correlation and heterogeneity in intertemporal labor force participation of married women’. **Econometrica**. v. 67. p. 1255–1294.
- JACOBS, Jane. (1969). **The Economy of Cities**. New York-United States: Vintage. 268p.
- JOHANSSON B., KLAESSON J., OLSSON, M. (2002). Time distances and labor market integration. **Papers in Regional Science**. v.81. p.305-327.
- KEANE, M. P. (1994). A computationally practical simulation estimator for panel data. **Econometrica**. v.62. p.95–116.
- KIM, S. (1990). Labor heterogeneity, wage bargaining and agglomeration economies. **Journal of Urban Economics**. p.160-177.
- LAMEIRA V.C., P. S., GONÇALVES, E., FREGUGLIA, R.S. (2012). Abordagem hierárquico-espacial dos fatores individuais e regionais da mobilidade de trabalhadores qualificados no Brasil formal (2003-2008). In: XL Encontro Nacional de Economia, 2012, Porto de Galinhas. **Anais...** Porto de Galinhas.
- _____. (2015). O papel das redes na mobilidade laboral de curta e longa distância: evidências para o Brasil formal. **Estudos Econômicos**, São Paulo. v.45. n.2. p.401-435.
- LIMANLI, O. (2015). Intertemporal poverty in Turkey. *Procedia Economics and Finance*. n.30. p. 487-497.
- MACHIN, S., PELKONEN, P., SALVANES, K. (2008). Education and mobility. **IZA Discussion paper series**. n. 3845.
- MARSHALL, Alfred. (1920). **Princípios de Economia**: tratado introdutório. São Paulo: Abril Cultural, 270 p.

- MELO, P. C., GRAHAM, D. J. (2014). Testing for labour pooling as a source of agglomeration economies: Evidence for labour markets in England and Wales. **Papers in Regional Science**. v. 93. n.1.
- MENDES, P. S., Gonçalves, E., FREGUGLIA, R.S. (2012). Mobilidade interfirmas de trabalhadores no Brasil formal: composição e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 42. n. 2.
- MION, G., NATICCHIONI, P. (2009). The spatial sorting and matching of skills and firms. **Canadian Journal of Economics**. v. 42. n.1.
- MIRANDA, A. (2007). Dynamic probit models for panel data: A comparison of three methods of estimation. 2007. **United Kingdom Stata Users' Group Meetings**.
- MIRANDA, E. E. de, GOMES, E. G., GUIMARÃES, M. (2005). **Mapeamento e estimativa da área urbanizada do Brasil com base em imagens orbitais e modelos estatísticos**. Campinas: Embrapa Monitoramento por Satélite. Disponível em: <<http://www.urbanizacao.cnpm.embrapa.br>>. Acesso em: 14/07/2014.
- MORETTI, E. (2004). Workers' education, spillovers and productivity: evidence from plant-level production functions. **American Economic Review**. v. 94. n. 3. p.656–690.
- ORME, C. D. (1997). **The initial conditions problem and two-step estimation in discrete panel data models**. Mimeo, University of Manchester.
- _____. (2001). **Two-step inference in dynamic non-linear panel data models**. Mimeo, University of Manchester.
- PUGA, D. (2010). The magnitude and causes of agglomeration economies. **Journal of Regional Science**. v. 50, n. 1. p. 203–219.
- RAUCH, J. E. (1993). Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities. **Journal of Urban Economics**. p.869–895.
- ROSENTHAL, S. S., STRANGE, W. C. (2004). Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. In HENDERSON, J. V., THISSE, J. F. **Handbook of urban and regional economics**. v.4. cap.49. p.2119-2172.
- SAHOTA, G. S. (1968). An Economic Analysis of Internal Migration in Brazil. **Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press. v. 76, n. 2. p. 218-245.
- SATO, Y. (2001). Labor heterogeneity in an urban labor market. **Journal of Urban Economics**. v.50. p.313–337.
- STEWART, M. B. (2006a). Maximum Simulated Likelihood Estimation of Random Effects Dynamic Probit Models with Autocorrelated Errors. **Stata Journal**. v.6. n.2. p. 256-272.
- _____. (2006b). Heckman Estimator of the Random Effects Dynamic Probit Model. **University of Warwick Working Paper**.
- _____. (2007). Inter-related dynamics of unemployment and low-wage employment. **Journal of Applied Econometrics**. v. 22. p. 511–531.
- TAVARES, J. G., ALMEIDA, D. (2014). Os Determinantes Regionais da Atração do Migrante Qualificado. **Análise Econômica**. n. 62. p. 199-224.
- WHEELER, C.H. (2008). Local market scale and the pattern of job changes among young men. **Regional Science and Urban Economics**. p.101–118.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002). **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT. 752p.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. **Journal of Applied Econometrics**. v.20. p.39–54.