

# Determinantes da mobilidade interfirmas e inter-regional de trabalhadores no Brasil formal<sup>1</sup>

## Área 10 - Economia Regional e Urbana

**Philippe Scherrer Mendes**

Doutorando em Economia

CEDEPLAR - UFMG

[philipescherrer@gmail.com](mailto:philipescherrer@gmail.com)

**Eduardo Gonçalves**

Prof. Adjunto e Pesquisador do CNPq

Faculdade de Economia - UFJF

[eduardo.goncalves@ufjf.edu.br](mailto:eduardo.goncalves@ufjf.edu.br)

**Ricardo Freguglia**

Prof. Adjunto da Faculdade de Economia - UFJF

Bolsista de Produtividade CNPq

[ricardo.freguglia@ufjf.edu.br](mailto:ricardo.freguglia@ufjf.edu.br)

**Resumo:** O objetivo deste artigo é analisar os principais determinantes da mobilidade laboral, diferenciando possíveis opções de mudança de emprego entre firmas de uma mesma cidade e entre firmas de diferentes localidades. Com o uso de microdados da RAIS-Migra (MTE), verificaremos os determinantes desta mobilidade laboral no Brasil, diferenciando os trabalhadores pelo seu grau de instrução e fazendo uma distinção setorial por intensidades tecnológicas. A partir de modelos de regressão logística multinomial com interceptos aleatórios (GLLAMM), os principais resultados obtidos evidenciam que a mobilidade é positivamente relacionada com o salário para as mudanças interfirmas e entre municípios (localizados em um mesmo Estado). Essa mobilidade também é determinada pelo gênero masculino e pelo nível de escolaridade do trabalhador. Por outro lado, há uma relação negativa com o nível de senioridade do trabalhador. Além disso, todos esses resultados podem diferir significativamente em termos da dimensão regional da mobilidade, se esta for considerada dentro da mesma cidade, da região metropolitana, do estado e entre estados. A contribuição trazida pelo trabalho está exatamente nesta diferenciação entre possíveis opções de mudança de emprego e como os determinantes da mobilidade se manifestam para cada uma delas.

**Palavras-chave:** Mobilidade Interfirmas; Mobilidade Inter-regional; Logit Multinomial; GLLAMM; Brasil.

**Abstract:** This paper analyzes the main factors that motivate the inter-firm and inter-regional mobility of workers in the Brazilian formal labor market. Using micro-data from Labor Ministry of Brazil between 1995 and 2002 (RAIS-Migra), we verify the determinants of formal labor mobility in Brazil by sectors to different levels of technological intensity. Based on Generalized Linear Latent And Mixed Model (GLLAMM), we find that the mobility is positively related to the wage level and personal characteristics, such as high educational level and male gender. On the other hand, the seniority level of worker is negatively related to the mobility level. Besides, all these results may be different according to the spatial extension considered: in the same municipality, metropolitan region, state or among states.

---

<sup>1</sup> Este trabalho contou com apoio da FAPEMIG

**Key words: Inter-firm Mobility; Inter-regional Mobility; Multinomial Logit; GLLAMM; Brazil.**

**JEL: R10, O15, J61.**

## **Determinantes da mobilidade interfirmas e inter-regional de trabalhadores no Brasil formal**

### **1. Introdução**

O objetivo desse artigo é analisar os fatores que condicionam a mobilidade interfirma e inter-regional de trabalhadores com diferentes níveis de instrução que se movem entre setores com diferentes intensidades tecnológicas, assumindo a hipótese de que trabalhadores qualificados atuam na disseminação de conhecimento ao mudarem de emprego. Nesse sentido, serão abordados possíveis fatores de atração e repulsão de trabalhadores em relação à dimensão regional de sua mobilidade. Stambol (2003b) define mobilidade por mudança de emprego, sem mobilidade geográfica, e migração por mobilidade espacial da mão de obra. Para o autor, a mobilidade de trabalhadores tende a aumentar o nível geral de emprego e a melhorar sua alocação no mercado de trabalho. Linnemam e Graves (1983) destacam que a decisão por migração é provocada não apenas por fatores indutores de mudanças de emprego. Neste sentido, desde que haja situações heterogêneas, movimentos entre firmas e entre regiões serão observados e motivados por variações na utilidade dos agentes econômicos (trabalhadores). Assim, tanto variáveis econômicas quanto sociais (referentes a questões familiares) seriam úteis para a explicação das decisões de mudança de trabalho (interfirmas e inter-regional).

Estudos sobre os determinantes da mudança de emprego em função do processo migratório são mais comuns do que estudos que exploram movimentos internos do mercado de trabalho. Entretanto, os fatores econômicos que determinam a mobilidade do trabalhador, internamente ou entre regiões, são praticamente os mesmos, normalmente associados a níveis de salários, expectativas no novo emprego, entre outras variáveis socioeconômicas.

Recentemente, o papel da mobilidade de recursos humanos tem sido reconhecido na difusão do conhecimento tecnológico e, por sua vez, no possível impacto sobre o processo de difusão tecnológica. Nesse sentido, Audretsch (1995) propõe que a unidade de observação da pesquisa em desenvolvimento tecnológico seja transferida da firma para o indivíduo. Para o autor, este agente possui papel determinante na inovação, com destaque para alguns que se diferenciam dos demais, por estarem intimamente ligados ao processo de criação de conhecimento, como engenheiros, cientistas e pessoal envolvido com P&D.

Uma vez que o trabalhador possui a capacidade de carregar consigo um conhecimento que pode ser útil ao desenvolvimento de outras empresas e/ou regiões, é parte do objetivo desse artigo avaliar os determinantes da mobilidade de trabalhadores qualificados, assumindo que eles atuam na disseminação de conhecimento tecnológico. Para tanto, será feita uma análise da dinâmica da composição do emprego formal, na indústria de transformação, diferenciando o grau de intensidade tecnológica setorial. A análise empírica será feita com uma base de dados da RAIS-MIGRA (Ministério do Trabalho), e serão acompanhados, por oito anos (1995-2002), trabalhadores e firmas. A base será composta por 10% dos trabalhadores que estiveram, nesses oito anos, empregados na indústria de transformação, em todo o Brasil.

Neste trabalho, buscamos evidências e justificativas para a existência da mobilidade interfirma inter-regional de trabalhadores empregados na indústria de transformação em todo o Brasil. Portanto, a motivação para a pesquisa está centrada na necessidade de compreender melhor o processo de transferência de trabalhadores, seja entre empresas situadas numa mesma localidade ou em diferentes localidades, dada sua capacidade de transferir conhecimento. O método utilizado no trabalho será uma

análise multinomial (com interceptos aleatórios) dos determinantes econômicos da mobilidade do trabalhador. O recorte temporal da pesquisa abrange o período de 1995 a 2002, e se justifica por ter sido este um período em que a economia brasileira passou por importantes alterações, decorrentes da estabilização da moeda e ainda, em grande medida, da abertura comercial do início dos anos 1990 (De NEGRI *et al.*, 2006).

Trabalhos relacionados a mobilidade laboral tentem a abordar a questão local ou a mobilidade entre distintas localidades. A principal contribuição deste artigo está em trazer uma análise conjunta destas possibilidades, e apresentar como seus determinantes se diferenciam entre si. Apesar de não estarmos utilizando variáveis de distância como explicativa da mobilidade, entendemos que, pela forma como a variável dependente foi criada, teríamos uma proxy para extensão territorial nos diferentes tipos de movimento que o trabalhador pode fazer, o que nos permite analisar os determinantes sobre esta ótica territorial.

Além dessa parte introdutória, o trabalho é organizado em mais cinco seções. A próxima seção revisa os principais fatores pelos quais a mobilidade ocorre, além de enfatizar a importância dessa mobilidade na difusão de conhecimento tecnológico. A terceira apresenta a base de dados e o método utilizado no estudo. A seção 4 revela os resultados da modelagem econométrica e a última seção apresenta as principais conclusões desse trabalho.

## **2. Referencial teórico**

### **2.1 Mobilidade interfirma e inter-regional e possibilidade de difusão tecnológica**

A mobilidade espacial da mão de obra é entendida pela abordagem neoclássica como um movimento populacional que visa responder a desequilíbrios na distribuição espacial fatores de produção: terra, trabalho, capital e recursos naturais (WOOD, 1982). A localização geográfica de fatores de produção pode determinar a desigualdade de rendimentos, influenciando a direção e a magnitude dos fluxos migratórios. Os trabalhadores se movem a partir de locais onde o capital é escasso e o trabalho é abundante (baixa remuneração do trabalho), para áreas onde o capital é abundante e trabalho é escasso. Pela redistribuição do capital humano, a migração é considerada um estímulo ao desenvolvimento por operar no sentido de corrigir desequilíbrios de remuneração de fatores. Esses movimentos atuariam no sentido de promoverem a gradual convergência dos níveis de crescimento econômico e bem-estar social. Para a verificação de tais efeitos, os trabalhadores são tidos como agentes racionais que procuram melhores remunerações. Assim, movimentos migratórios são vistos como resultados de ações individuais de cada trabalhador.

Entretanto, os fatores geográficos ainda são significativamente negligenciados em estudos referentes à mobilidade laboral. A existência de diferencial de rendimentos entre regiões é tema relativamente bem revisado para o Brasil (GALINARI *et al.*, 2003; GALINARI *et al.*, 2006; FONTES, *et al.* 2010; FREITAS, 2012). Porém, a associação deste com a atratividade que certas regiões possuem em relação às demais ainda é pouco analisado. De acordo com Sahota (1968), este diferencial de rendimentos tenderia a ser uma das principais causas da decisão individual de migrar.

DaVanzo (1981) discute a abordagem microeconômica da decisão individual de migrar, restringindo-se a estudos empíricos que utilizam microdados sobre indivíduos e famílias, com foco nos determinantes da migração, em detrimento da análise de suas conseqüências. Tal foco é bastante atrelado aos propósitos dessa corrente teórica, uma vez que ela costuma trabalhar com a premissa básica de que a tomada de decisão de migrar é baseada na expectativa de melhoria, como qualidade de vida, remuneração e outras, baseada numa escolha racional.

A literatura relacionada à mobilidade laboral destaca que a elevação dos níveis educacionais tende a ampliar as aspirações profissionais do indivíduo de modo a elevar sua propensão de

mobilidade. Neste sentido, alguns estudos empíricos apresentam indícios de que os trabalhadores mais qualificados possuem uma maior predisposição a buscarem novas oportunidades de trabalho (STAMBOL, 2003; PEKKALA, 2003; KULU e BILLARI, 2004). Um ponto aparentemente contraditório é que indivíduos com níveis de escolaridade muito baixos também tendem a ser mais instáveis no mercado de trabalho. Neste caso, não mais por uma questão de novas aspirações e melhores oportunidades relacionadas à carreira, mas por uma questão alocativa, que tende a elevar a eficiência no mercado de trabalho e proporcionar a construção de uma melhor carreira (TOPEL e WARD, 1992; HOLZER e LALONDE 1999).

Outro ponto relevante desta literatura é a relação entre idade e experiência (tempo de emprego) com a mobilidade laboral. Mais jovens e menos experientes tendem a ser mais instáveis no emprego e o aumento da idade e da experiência vão diminuindo esta maior propensão a se mover (TOPEL e WARD, 1992, PACELLI *et al.*, 1998, HOLZER e LALONDE, 1999). Segundo Farber (1999), tanto a alta incidência de relações de trabalho de longo prazo, quanto um significativo nível de mudança de emprego seriam importantes características de um desenvolvido (moderno) mercado de trabalho. De acordo com este autor, três importantes componentes da mudança de emprego merecem destaque: a) que os relacionamentos empregatícios de longo prazo seriam menos comuns; b) que novos postos de emprego tendem a ser menos estáveis; e c) que a probabilidade de mudança de emprego diminui com o aumento da experiência. A explicação para a existência de relações de emprego de longo prazo é vinculada com a questão do capital humano intrínseco ao trabalhador, que justifica o interesse da empresa na sua manutenção.

A mobilidade de trabalhadores qualificados entre empresas e/ou regiões pode ser compreendida, segundo Audretsch e Keilbach (2005), como uma manifestação da transmissão de conhecimento e de transbordamento tecnológico via contato pessoal. O objetivo desses autores é tirar o foco da firma, que comumente é tida como unidade de análise de inovação e mudança tecnológica, buscando esclarecer a importância que a unidade “trabalhador” tem nessa determinação.

Neste sentido, transbordamentos de conhecimento seriam possíveis pela transmissão via pessoas dotadas de alto nível de capital humano, com difusão via contato face a face entre trabalhadores (conhecimento tácito). O trabalho qualificado deve ser considerado um dos principais mecanismos pelos quais o transbordamento de conhecimento pode ser realizado, à medida que existe a possibilidade deles se movem entre firmas e regiões. A contratação de trabalhadores qualificados deve, então, ser vista como um mecanismo de apropriação do *know-how* tácito destes. Entretanto, a proximidade geográfica importaria na sua transmissão, pois, por se tratar de um conhecimento tácito, os movimentos intrarregionais se mostram muito mais prováveis que os movimentos entre regiões (ARROW, 1962; FELDMAN, 1999; ALMEIDA e KOGUT, 1999).

Cooper (2001) associa a imperfeição na definição do direito de propriedade sobre os conhecimentos que os trabalhadores qualificados possuem como favorecedor à difusão do conhecimento para empresas rivais. Isso ocorre porque tais trabalhadores podem migrar para empresas rivais, que estariam dispostas a competir pela sua força de trabalho via melhores condições de trabalho e de melhorias salariais.

Ainda dentro desta possibilidade, Rosenkopf e Almeida (2003) ressaltam que além da questão da proximidade geográfica, como favorecedora à difusão tecnológica, como consequência de uma maior mobilidade de trabalhadores, a proximidade tecnológica também desempenharia um importante papel na difusão de conhecimento, e que, por esta proximidade, maiores distâncias geográficas poderiam ser percorridas pelos trabalhadores qualificados.

Competências tecnológicas e acúmulos de conhecimento seriam fatores determinantes na atração de trabalhadores fundamentais no processo de produção de conhecimento para inovar. E é a interação existente entre trabalhadores e firmas que possibilita avanços tecnológicos. Para a existência de canais que possibilitem a transferência de conhecimento entre firmas, faz-se necessária a existência

de uma capacidade de absorção e replicação da tecnologia, sendo que firmas e trabalhadores se completam nesse processo.

## 2.2 Mercado de trabalho e mobilidade do trabalhador no Brasil

Brito e Souza (2005) observam que o processo de urbanização brasileiro se deu juntamente com o processo da formação de suas grandes metrópoles, principalmente a partir dos anos 50, com o grande crescimento de tais cidades impulsionado pelo forte fenômeno migratório observado em todo o país entre os anos de 1950 e 1980. Neste processo, houve uma maciça redistribuição da população favorável às cidades, com destaque para as metrópoles, que contribuíram significativamente para definir um novo perfil para a sociedade brasileira. A maior parte do crescimento urbano entre 1960 e 1980 deveu-se ao intenso fluxo migratório vindo da zona rural, observando-se um gigantesco deslocamento populacional num curto espaço de tempo, que qualifica a dimensão do processo de transformações vivido neste país. Tal concentração populacional tendeu a aumentar os desequilíbrios regionais e sociais já existentes. A crise econômica e social vivenciada pela economia brasileira, nas duas últimas décadas do século XX, gerou uma grande redução da capacidade de absorção de população no mercado de trabalho das regiões metropolitanas do país, o que atuou como um freio ao processo de hipermetropolização, que se anunciava neste país (BRITO e SOUZA, 2005).

Brito (2006) destaca outro ponto de extrema relevância no processo de redistribuição populacional observado no país: o fluxo migratório entre estados e regiões. Para o caso específico de São Paulo, além da existência de um grande volume de emigrantes, é interessante notar o volume de trabalhadores vindos de outros estados. Isto ocorre devido à inércia da trajetória migratória, sendo até hoje bastante significativa. Assim, a Região Metropolitana de São Paulo, que por muitos anos foi o grande destino dos migrantes do país, ainda recebe significativo volume populacional. Diante da atual incapacidade de absorção da mão de obra, oriunda das mais diversas localidades, significativa parcela da população de tais regiões metropolitanas tem se deslocado em outras direções.

Aguayo-Tellez *et al.* (2006), em alguns pontos, concordam com Brito (2006) em relação a uma nova dinâmica da mobilidade interestadual de trabalhadores. Vale lembrar que o objetivo destes dois trabalhos é distinto. Para Aguayo-Tellez *et al.* (2006), a migração, que ao longo do século passado se mostrou favorável aos centros de crescimento urbano (Sudeste e Brasília), não tem se abrandado. Ao contrário, as estimativas das taxas de migração interestadual cresceram de 20% da população em 1980 para 40% da população no final dos anos 1990. Esta onda de migração coincide com as reformas orientadas para o mercado, uma mudança na estratégia de desenvolvimento para as políticas regionais que promovam forças econômicas locais e integração do Brasil. Os dados mostram que um terço dos trabalhadores que mudaram de emprego, no Brasil formal, migrou para além das fronteiras do estado, na década de 1990. Contrariamente a resultados de estudos anteriores feitos para o Brasil, para períodos mais distantes, estes autores mostram que os recentes fluxos de migração dos trabalhadores do setor formal são direcionados para destinos incomuns. Estados do Centro-Oeste, Norte e Nordeste recebem grandes fluxos de imigrantes do setor formal. Isto contrasta com a afirmação de que o fluxo típico de migrantes no Brasil vai do Norte (baixa renda) em direção ao Sul (renda mais alta).

Ainda segundo Aguayo-Tellez *et al.* (2006) com a liberalização do comércio na década de 1990 e a expansão de investimentos em infraestrutura e programas de promoção de exportação no Norte, Nordeste e Centro-Oeste, a produção se dispersou e as desigualdades regionais de renda caíram. A reconfiguração vivenciada pelo mercado de trabalho brasileiro nos anos 90 foi uma decorrência da abertura comercial e da estabilização monetária, uma vez que a economia brasileira se viu diante da necessidade de aumentar seus níveis de produtividade para concorrer com o mercado externo.

Neste sentido, Freguglia *et al.* (2002) destacam que esta reestruturação industrial gerou sensíveis alterações no mercado de trabalho, levando as empresas a utilizarem novas tecnologias, demandantes de maior qualificação da mão de obra e poupadora de trabalho não qualificado. Estes autores apontam que neste período houve uma expressiva mobilidade de mão de obra (aumento da rotatividade) com criação de novos postos de trabalho, demandantes de qualificação, e demissões de trabalhadores com baixa produtividade. Os trabalhadores menos qualificados, que anteriormente eram empregados pela indústria de transformação, tenderam a se deslocar para o setor de serviços e, em sua grande maioria, foram “expulsos” para a informalidade.

Para Oliveira e Machado (2000) o modelo baseado no protecionismo da indústria nacional, uma vez substituído pelo aumento da concorrência de mercado, viu-se obrigado a focar em eficiência produtiva. Nesta direção, as autoras chamam a atenção para a ocorrência de uma mobilidade ascendente mais expressiva para indivíduos com níveis educacionais mais elevados.

As transformações na estrutura produtiva, decorrente desta maior exposição à concorrência externa, gera na economia nacional a necessidade da incorporação de novas tecnologias aos processos produtivos. Estas novas tecnologias, poupadoras de mão de obra, principalmente a menos qualificada, gera uma reorganização da atividade industrial brasileira. De Negri *et al.* (2006) apresentam dados de que o emprego formal da indústria caiu aproximadamente 13% entre 1995 e 1999, com retomada do crescimento no início dos anos 2000. Em relação ao período 1996-2004, a indústria cresceu aproximadamente 8%, impulsionada, principalmente, pela desvalorização cambial ocorrida em 1999. Ainda de acordo com estes autores, neste novo cenário, além da importância da qualificação profissional, a necessidade de incorporação de aprendizados à prática produtiva exerceu influência positiva sobre a estabilidade do emprego (diminuição da rotatividade da mão de obra).

Giovannetti e Menezes-Filho (2006) destacam que a reformulação do mercado de trabalho nacional entre os anos de 1996 e 2002 foi impulsionada por choques tecnológicos que as firmas “sofreram” neste período e que foi orientada a deslocar para cima a demanda por qualificação profissional. Os autores fazem uma breve distinção entre uma abordagem que atribui tais mudanças ao maior contato de países em desenvolvimento com países já industrializados, e outra que atribui tais modificações aos choques tecnológicos que as economias foram submetidas. Trabalhando nesta segunda vertente, os autores concluem que o aumento na demanda por qualificação na indústria nacional respondeu a choques tecnológicos que o País teria sofrido neste período.

Uma vez identificadas as características da estrutura produtiva da indústria de transformação brasileira, neste período, e partindo da aceitação que existe a possibilidade de transmissão de conhecimento por parte dos trabalhadores que se movem entre empresas, a proposta deste trabalho é contribuir para o entendimento dos determinantes da mobilidade, de acordo com sua extensão territorial.

### **3. Aspectos metodológicos**

#### **3.1 Base de dados e descrição da intensidade tecnológica**

A base de dados utilizada foi extraída da RAIS-Migra (Ministério do Trabalho), que é um registro administrativo, anual, criado com o objetivo de suprir as necessidades de controle, de estatísticas e de informações às entidades governamentais da área social, de fundamental importância para o acompanhamento e a caracterização do mercado de trabalho formal<sup>2</sup>. De Negri *et al.* (2001)

---

<sup>2</sup> Informação de acordo com:

defendem amplamente o uso desta base em pesquisas aplicadas, destacando a confiabilidade dos dados levantados pelo Ministério do Trabalho, presentes na RAIS, principalmente para os dados da indústria de transformação.

Sua construção foi feita selecionando-se, aleatoriamente, 10% dos trabalhadores empregados na indústria de transformação, que possuíam registro na RAIS para todos os oito anos de estudo, de 1995 a 2002. As informações obtidas na base foram: salários (salário de dezembro), experiência (medida em meses no mesmo emprego), idade, sexo, nível educacional, tamanho da empresa (medido pelo número de funcionários), município de estabelecimento da empresa, classificação da CNAE a dois dígitos, PIS e CNPJ, que serviram para acompanhar os indivíduos e as firmas para quais eles trabalhavam.

Dessa base inicial, foi criada a variável que é a de interesse na análise. Uma vez que a base da RAIS nos possibilita acompanhar o trabalhador, através do PIS, e também acompanhar a empresa, por meio do CNPJ, na qual ele trabalha, foi possível seguir o vínculo do trabalhador e construir a variável dependente (“*job-change*”), que assume os seguintes valores: 0 quando o trabalhador permanece na mesma empresa de um ano para o outro; 1 para o caso de o trabalhador mudar de empresa, permanecendo na mesma cidade; 2 para o caso de o trabalhador mudar de emprego e de cidade, permanecendo na região metropolitana, caso ele já estivesse empregado dentro de uma região metropolitana; 3 para o caso de mobilidade entre municípios, mas interna ao estado, excluindo a mobilidade dentro de regiões metropolitanas; 4 para a mobilidade observada entre estados.

Os valores entre 1 e 4, referentes à mobilidade, foram determinados no destino e não na origem. Exemplificando, um trabalhador que em 1995 trabalhava no interior do Estado de São Paulo, e que em 1996 se transfere a outra empresa situada no Estado de Minas Gerais recebe o valor “4” no ano de 1996. Neste sentido, para o ano de 1995, não existe outro valor para a variável “*job-change*” diferente de “0”, como pode ser observado na tabela 1.

É importante ressaltar que, na amostra utilizada, evidencia-se um viés de seleção, pois somente trabalhadores que se mantiveram empregados na indústria de transformação ao longo dos oito anos da análise foram foco da seleção. Entretanto, este viés atende aos interesses desse trabalho, uma vez que, a capacidade do trabalhador de se manter no emprego neste período de tempo, ou se transferir para outro, ainda dentro da indústria de transformação, tende a o diferenciar dos demais. Sendo este diferencial, que o mantém na indústria, principalmente os trabalhadores mais qualificados (educados), é o indício da sua capacidade de acúmulo de conhecimento e, possível, transferência de conhecimento, quando for o caso de mudança de emprego. Se esses indivíduos permaneceram na indústria de transformação nestes oito anos da análise, provavelmente possuem alguma habilidade que os diferenciam dos demais. Essa característica os torna relevantes para entender o padrão de sua mobilidade e, dessa forma, entender o mecanismo pelo qual o conhecimento tecnológico incorporado em trabalhadores diferenciados pode difundir-se entre firmas e regiões.

A base de dados, com uma amostra aleatória de 10% dos trabalhadores empregados na indústria de transformação, conta com 1.452.568 registros de emprego e 83.844 registros de mudança (“*job-change*”), distribuídos como pode ser observado na Tabela 1.

**Tabela 1:** Distribuição dos registros de emprego e “*job-change*” por ano

Ano	0	1	2	3	4	Registros de emprego
1995	181.571	0	0	0	0	181.571
1996	170.835	8.286	1.637	683	130	181.571
1997	169.031	10.101	1.664	649	126	181.571
1998	167.611	12.035	1.210	579	136	181.571
1999	167.777	10.960	2.097	590	147	181.571
2000	169.702	9.934	1.256	512	167	181.571
2001	170.288	9.564	1.060	485	174	181.571
2002	171.909	8.085	948	488	141	181.571

Fonte: RAIS-Migra

Como já dito anteriormente, pode notar-se que, para o ano de 1995, não existe a observação da variável que indica a mudança de vínculo empregatício, uma vez que existem quebras de vínculo nesse ano, mas os novos registros só são observados no ano seguinte. Importante destacar, ainda, que essa medida de mudança de emprego tem grande probabilidade de ser subestimada, uma vez que a RAIS contém dados anuais sobre os trabalhadores, mas não contém nenhuma informação a respeito do seu comportamento ao longo do ano. Ou seja, é possível existir a mudança de emprego ao longo do ano que não pode ser captada pela RAIS nem pela forma como a variável “*job-change*” foi construída. Contudo, apesar desta possibilidade de subestimação da mobilidade, a observação da mobilidade tal qual possibilitada pela RAIS-MIGRA já atende aos propósitos da pesquisa.

Para a construção dos indicadores de intensidade tecnológica, foi usado o trabalho de Furtado e Quadros (2005). Nesse trabalho, os autores constroem indicadores de intensidade tecnológica para a economia brasileira, respeitando as particularidades do processo de mudança técnica de países em desenvolvimento. A construção de tais indicadores é feita com base no investimento médio feito em P&D em cada uma das divisões da CNAE, a dois dígitos (Quadro 1).

#### **Quadro 1:** Classificação dos setores industriais brasileiros por intensidade tecnológica



Intensidade	Divisão - CNAE	Denominação
Baixa intensidade	15	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS ALIMENTÍCIOS E BEBIDAS
	16	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DO FUMO
	17	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS TÊXTEIS
	18	CONFECÇÃO DE ARTIGOS DO VESTUÁRIO E ACESSÓRIOS
	19	FABRICAÇÃO DE ARTEFATOS DE COURO E CALÇADOS
	20	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DE MADEIRA
	21	FABRICAÇÃO DE CELULOSE, PAPEL E PRODUTOS DE PAPEL
	22	EDIÇÃO, IMPRESSÃO E REPRODUÇÃO DE GRAVAÇÕES
	26	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DE MINERAIS NÃO-METÁLICOS
	27	METALURGIA BÁSICA
	28	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS DE METAL - EXCETO MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS
	36	FABRICAÇÃO DE MÓVEIS E INDÚSTRIAS DIVERSAS
Média intensidade	23	FABRICAÇÃO DE COQUE, REFINO DE PETRÓLEO E PRODUÇÃO DE ÁLCOOL
	24	FABRICAÇÃO DE PRODUTOS QUÍMICOS
	25	FABRICAÇÃO DE ARTIGOS DE BORRACHA E PLÁSTICO
	29	FABRICAÇÃO DE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS
	30	FABRICAÇÃO DE MÁQUINAS PARA ESCRITÓRIO E EQUIPAMENTOS DE INFORMÁTICA
	33	FABRICAÇÃO DE EQUIPAMENTOS DE INSTRUMENTAÇÃO MÉDICO-HOSPITALARES, INSTRUMENTOS DE PRECISÃO E ÓPTICOS, EQUIPAMENTOS PARA AUTOMAÇÃO INDUSTRIAL, CRONÔMETROS E RELÓGIOS
	34	FABRICAÇÃO E MONTAGEM DE VEÍCULOS AUTOMOTORES, REBOQUES E CARROCERIAS
Alta intensidade	31	FABRICAÇÃO DE MÁQUINAS, APARELHOS E MATERIAIS ELÉTRICOS
	32	FABRICAÇÃO DE MATERIAL ELETRÔNICO E DE APARELHOS E EQUIPAMENTOS DE COMUNICAÇÕES
	35	FABRICAÇÃO DE OUTROS EQUIPAMENTOS DE TRANSPORTE

Fonte: Elaboração própria com base em Furtado e Quadros (2005)

A taxonomia proposta por Furtado e Quadros (2005) e usada neste trabalho oferece vantagens de ter sido construída segundo critérios internacionais da literatura e é adaptada para as particularidades da indústria de um país dependente tecnologicamente. Entretanto, assumindo suas limitações, entende-se que a classificação proposta por esses autores atende aos propósitos deste trabalho.

### 3.2 Metodologia

Para a análise empírica dos determinantes da mobilidade intra e inter-regional da mão de obra utiliza-se um modelo logit multinomial, de variável latente para respostas mistas. A terminologia de variáveis latentes e de modelos mistos indica a possibilidade de existência de variáveis não observadas que entram aditivamente no preditor linear. Para este tipo de estimação os modelos lineares generalizados mistos com variáveis latentes (estimativas GLLAMM) podem ser utilizados para respostas categóricas ordenadas e não ordenadas. O uso dessa modelagem segue Rabe-Hesketh, Pickles e Skrondal (2004) e Rabe-Hesketh e Skrondal (2008).

Sendo J a representação das possíveis categorias possíveis de uma variável resposta politômica (escolha entre possíveis alternativas, por exemplo), define-se o modelo logit multinomial, adaptado ao GLLAMM, especificando-se o "preditor linear"  $V_i^j$ , (J=0, 1, 2, 3, 4, de acordo com o exercício econométrico proposto neste trabalho), de forma que a probabilidade de a pessoa i escolher a categoria de resposta f seja expressa por:

$$prob(f_i) = \frac{\exp(V_i^f)}{\left[ \sum_{j=0}^4 \exp(V_i^j) \right]}$$

Assumindo que, associado a cada alternativa que o indivíduo se depara, existe uma 'utilidade' não observada (variável latente) e que a alternativa com a maior utilidade é a opção do indivíduo. A utilidade de  $i$  no período  $t$ , dado que este escolhe a alternativa  $J$  é dada por:

$$U_{it,j} = \beta'_i X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

sendo  $X_{ijt}$  o vetor de fatores observáveis específicos das alternativas e um termo de erro independente e identicamente distribuído (iid) independente de  $\beta_i$ . O vetor de coeficientes  $\beta'_i$  pode ser definido como a soma de um efeito médio e do desvio do indivíduo em relação à média ( $\beta'_i = b + v_i$ ). Com ( $v_i$ ) sendo um componente aleatório, assumido como parte do termo de erro.

O pressuposto de que o termo de erro não está correlacionado às variáveis explicativas é imprescindível para a identificação ( $v_{it,j}$ , é aleatório com média zero). A distribuição do componente  $v_{it,j}$  entre os indivíduos e as  $J$  alternativas produz uma estrutura de correlação entre o conjunto e subconjuntos de alternativas envolvendo a mobilidade. Ao assumirmos isso, a correlação existente entre as opções de mobilidade torna a pressuposição de independência das alternativas irrelevantes (iia) desnecessária.

A opção pela modelagem utilizando Modelos Lineares Generalizados Mistos com Variáveis Latentes (GLLMM) se justifica pelo controle da heterogeneidade não observada. A ideia é que o intercepto aleatório captura e combina os efeitos das características omitidas do 2º nível. A especificação do modelo empírico está estruturada em dois níveis (1º - indivíduo e 2º - setor). Uma característica destes modelos em dois níveis é que existe um componente de erro para cada um deles.

A opção será pelo modelo logit multinomial, com interceptos aleatórios, cuja equação é dada por:

$$\log\left(\frac{\pi_{ijr}}{\pi_{ij1}}\right) = \theta_r + x'_{ir} \beta_r + u_{ir}, r = 1, \dots, R$$

em que  $\pi_{ijr} = P(Y_{ij} = r)$  são as probabilidades de resposta,  $\theta_r$  os termos constantes e a influência das covariadas são obtidas através dos componentes de  $\beta_r = (\beta_{1r}, \dots, \beta_{pr})$ . Os  $\theta_r$  e  $\beta_r$  são considerados efeitos fixos. Para os interceptos aleatórios  $u_{ir}$ , assume-se uma distribuição multivariada normal com média zero e matriz de covariância não estruturada. De tal modo, para  $u_i = (u_{i1}, \dots, u_{iR})'$  tem-se  $u_i \sim N(0, \Sigma)$ .

Reescrevendo, tem-se que a probabilidade de escolher  $J$  condicional às características observadas  $X_{it}$ , que variam entre os indivíduos e no tempo, e aos efeitos individuais  $\alpha_i$ , constantes no tempo, possui a forma a seguir, sendo  $k$  a categoria de referência:

$$P(J | X_{it}, \alpha_i) = \frac{\exp(X_{it} \beta_j + \alpha_{ij})}{\left[ \sum_{k=0}^j \exp(X_{it} \beta_k + \alpha_{ik}) \right]}$$

Como as probabilidades de escolha são condicionais a  $\alpha_i$ , é necessário integrar a distribuição da heterogeneidade não observada.

A função de verossimilhança para o modelo é:

$$L = \prod_{i=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T \prod_{j=0}^4 \left( \frac{\exp(X_{it}\beta_j + \alpha_j)}{\sum_{k=0}^4 \exp(X_{it}\beta_k + \alpha_k)} \right)^{d_{ijt}} f(\alpha) d\alpha$$

com  $d_{ijt} = 1$ , se o indivíduo  $i$  escolher a alternativa  $J$  no período  $t$ , e 0 no caso contrário. O vetor de coeficientes e o termo representando a heterogeneidade não observada são tomados como zero para a categoria base, a fim de garantir a identificação do modelo. Adicionalmente, assume-se que a heterogeneidade não observada  $\alpha$  deve ser independente das variáveis explicativas  $X_{it}$ .

O Quadro 2 apresenta as variáveis utilizadas na estimação dos determinantes da mobilidade, com os valores médios de cada variável e os máximos e mínimos observados nos dados selecionados.

**Quadro 2:** Variáveis empregadas na análise econométrica

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
<b>Variável dependente</b>						
			<b>Proporção</b>		<b>Valor observado</b>	
<i>Job-change</i>	Mudança de vínculo de emprego	Variável categórica que assume 5 possibilidades: 0, 1, 2, 3, 4.	94,23%		0	
			4,75%		1	
			0,68%		2	
			0,27%		3	
			0,07%		4	
<b>Variáveis explicativas</b>						
<b>Variáveis contínuas</b>						
Delta salarial	Diferença salarial entre o que o trabalhador recebe em $t$ e a média salarial da ocupação do trabalhador em $t$	lnR\$	0,0004	0,631	-4,7049	3,4020

Experiência anterior	Experiência (em t-1), medidas em termos de meses trabalhados no mesmo emprego	Meses	91,7594	69,736	1	590
Experiência anterior ao quadrado	Experiência (em t-1) ao quadrado, medida em termos de meses trabalhados no mesmo emprego	Meses	13282,85	20034,11	1	348.100
Idade	Anos de vida do trabalhador	Anos	35,9956	8,938	18	80
Idade ao quadrado	Anos de vida do trabalhador ao quadrado	Anos	1375,57	697,711	324	6400
<b>Variáveis categóricas</b>						
<b>Dummies educacionais</b>						
Início dos estudos	Trabalhador sem nível de instrução completo (incluído os analfabetos)	Binária	0,4625	-	0	1
fund_comp	Trabalhador com ensino fundamental completo	Binária	0,2576	-	0	1
seg_comp	Trabalhador com segundo grau completo	Binária	0,2142	-	0	1
sup_comp	Trabalhador com nível superior completo	Binária	0,0657	-	0	1
<b>Dummy de sexo</b>						
Feminino	Trabalhadores do sexo feminino	Binária	0,2085	-	0	1
<b>Dummies estaduais</b>						
Ufs	Dummy para as 27 unidades da Federação	Binária	-	-	0	1
<b>Dummies para tamanho da firma</b>						
pequena empresa	Dummy para empresas com até 99 empregados	Binária	0,2767	-	0	1
média empresa	Dummy para empresas com 100 até 499 empregados	Binária	0,3408	-	0	1
grande empresa	Dummy para empresas com mais de 500 empregados	Binária	0,3825	-	0	1
<b>Dummies para intensidade tecnológica setorial</b>						
baixa-intensidade	Dummy para empresas baixa intensidade tecnológica	Binária	0,6319	-	0	1
média-intensidade	Dummy para empresas com intensidade tecnológica média	Binária	0,3195	-	0	1
alta-intensidade	Dummy para empresas com alta intensidade tecnológica	Binária	0,0486	-	0	1
<b>Dummy de interação</b>						
Sup. completo e alta-intensidade	Dummy de interação entre superior completo e alta intensidade tecnológica	Binária	0,0049	-	0	1

Fonte: RAIS-MIGRA.

A variável de expectativa salarial da mobilidade foi construída de acordo com Mendes *et al.* (2012), usando diferença entre a média de salário da ocupação do indivíduo (três dígitos), em t, e o salário do indivíduo observado também em t.

Segundo Sjaastad (1962) a inclusão da variável de expectativa salarial se justifica pelo fato de decisões de mobilidade de emprego (espacial ou não) estarem vinculadas a comparações de valores presentes de ganhos de renda com os custos de mobilidade, em que o trabalhador opta pela opção de maior ganho líquido.

#### 4. Análise dos resultados

Essa seção está organizada de modo a apresentar os resultados para as quatro possíveis mobilidades dos trabalhadores (categoria 1 – mudança de emprego dentro de uma mesma cidade; categoria 2 – mudança de emprego entre cidades, permanecendo dentro de uma região metropolitana, caso o trabalhador já estivesse nela; categoria 3 – mudança de emprego e de cidade, dentro dos limites estaduais; e categoria 4 – mobilidade interestadual). A permanência no mesmo emprego de um ano para o outro foi definida como a categoria de referência, ou seja, assumiu o valor “0” no modelo multinomial. Tomando por base Davanzo (1981), todo trabalhador se defronta com as possibilidades de escolha podendo de forma racional e ótima tomar sua decisão.

A tabela 2 apresenta os resultados das estimações usando o modelo logit multinomial.

**Tabela 2:** Resultados da regressão logit multinomial. Brasil – 1996-2002

Variáveis	1		2		3		4	
	coef.	risco relativo	coef.	risco relativo	coef.	risco relativo	coef.	risco relativo
constante	-3,0381***		-5,3066***		-4,4499***		-8,8697***	
Delta salarial	0,0305***	1,0309	-0,0009	0,9990869	0,3205***	1,377794	-0,4073***	0,665437
Experiência anterior	-0,0079***	0,9921	-0,0119***	0,988108	-0,0149***	0,9851423	-0,0145***	0,9856498
Experiência anterior ao quadrado	0,0000***	1,0000	0,0000***	1,000029	0,0000***	1,000035	0,0000***	1,00003
idade	0,0381***	1,0388	0,0738***	1,076638	0,0027	1,002686	0,1277***	1,136157
idade ao quadrado	-0,0007***	0,9993	-0,0013***	0,9987384	-0,0005**	0,9994902	-0,0020***	0,9979862
dummy sexo feminino	-0,0052	0,9947	-0,3670***	0,6927842	-0,5457***	0,5794157	-1,2559***	0,2848056
dummy de educação:								
Início dos estudos					omitida			
ensino fundamental completo	0,1214***	1,1291	0,4275***	1,533474	-0,0781*	0,9248351	0,3455***	1,412675
segundo grau completo	0,2091***	1,2326	0,7817***	2,185269	0,3146***	1,369749	0,8478***	2,33456
superior completo	0,2779***	1,3203	1,0418***	2,83421	0,8211***	2,272951	1,8253***	6,204755
dummy de tamanho:								
pequena empresa					omitida			
média empresa	0,2020***	1,2239	0,0255	1,02582	0,1041***	1,10973	-0,09973	0,9050822
grande empresa	0,1262***	1,1344	-0,3053***	0,7368928	-0,3841***	0,68101	-0,5864***	0,5563374
dummy de região:								
N	0,0497*	1,0509	-2,6127***	0,073339	-0,0028	0,9971555	1,5313***	4,624311
NE	-0,1473***	0,8629	-0,0169	0,9831499	0,1815***	1,19907	1,5348***	4,640573
CO	0,3383***	1,4026	-1,3769***	0,2523448	0,5750***	1,777148	2,4886***	12,04459
SE					omitida			
S	0,1037***	1,1093	-0,2849***	0,7521103	0,5219***	1,685348	0,6016***	1,824981
dummy de intensidade tecnológica:								
baixa intensidade					omitida			
média intensidade	-0,0993***	0,9054	0,1853***	1,203568	-0,6446***	0,5248747	-0,8617***	0,4224493
alta intensidade	0,1091***	1,1153	-0,1259**	0,881653	-0,8634***	0,4217157	-1,0294***	0,3572084
Dummy de interação								
sup. completo X alta intensidade	-0,0087	0,9913	0,1063	1,11211	0,9369***	2,552101	0,4587	1,582086
dummy de ano:								
1996					omitida			
1997	0,2557***	1,2914	0,0857**	1,089445	0,0765	1,079511	0,0474	1,048577
1998	0,4820***	1,6194	-0,1762***	0,8384879	0,0770	1,080048	0,1828	1,200563
1999	0,4283***	1,5347	0,4286***	1,535151	0,1956***	1,216055	0,3112***	1,365047
2000	0,3520***	1,4219	-0,0518	0,9495334	0,1306**	1,139465	0,4802***	1,616433
2001	0,3340***	1,3965	-0,1988***	0,8197415	0,1363**	1,145982	0,5443***	1,723481
2002	0,1773***	1,1939	-0,2973***	0,7428357	0,1855*	1,203813	0,3393***	1,403991

Nota: \*\*\*, \*\* e \* representam coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente - Regressão Robusta

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS-MIGRA

Em sua maioria os resultados desta primeira estimação se encontram de acordo com teoria e com trabalhos empíricos sobre mobilidade laboral. Resultados como o aumento gradual da probabilidade de mudar de emprego com a elevação do nível educacional, a importância do incentivo salarial para a mobilidade, a idade como um fator que favorece a mobilidade, a experiência (mesmo emprego) diminuindo a probabilidade da mobilidade, dentre outros, encontram amparo em trabalhos sobre o tema.

Outro interessante resultado desta estimação é o relacionado ao gênero. Este também estaria de acordo com o defendido pela teoria, e observado em outros trabalhos empíricos (PEKKALA, 2003; KULU E BILLARI, 2004; MUKKALA, 2005), com a mobilidade feminina sendo inferior à masculina e com a probabilidade de mobilidade diminuindo com o aumento da distancia a ser percorrida.

Entretanto, sobre os resultados apresentados na tabela 2, é importante destacar que a hipótese de independência de alternativas irrelevantes (IIA) não pôde ser testada devido ao tamanho da base de dados, composta por mais de 1,4 milhões de observações. Além da impossibilidade de garantir a hipótese (IIA), a metodologia adotada na estimação Logit Multinomial não leva em consideração a possível existência de heterogeneidade não observada, o que poderia causar inconsistência nos estimadores.

Visando a correção deste possível problema, a estratégia metodológica adotada considerou então uma estimação com modelos lineares generalizados mistos com variáveis latentes, que permite controlar a heterogeneidade não observada e prescinde da hipótese IIA. Os resultados desta estimação são apresentados na tabela 3.

**Tabela 3:** Resultados da regressão GLLAMM (logit multinomial com heterogeneidade não observada. Brasil – 1996-2002

Variáveis	1		2		3		4	
	coef.	risco relativo	coef.	risco relativo	coef.	risco relativo	coef.	risco relativo
constante	-3,2204***		-5,3736***		-4,387***		-9,1653***	
delta salarial	0,0614***	1,0634	-0,0311*	0,9694	0,3611***	1,4349	-0,2313***	0,7935
experiência anterior	-0,0048***	0,9952	-0,0091***	0,9910	-0,0119***	0,9881	-0,0113***	0,9888
experiência anterior ao quadrado	0,0000***	1,0000	0,0000***	1,0000	0,0000***	1,0000	0,0000***	1,0000
idade	0,0301***	1,0305	0,0521***	1,0534	-0,0066	0,9935	0,1596***	1,1731
idade ao quadrado	-0,0006***	0,9994	-0,0010***	0,9990	-0,0004**	0,9996	-0,0024***	0,9976
dummy sexo feminino:					Não			
dummy de educação:					omitida			
Início dos estudos					omitida			
ensino fundamental completo	0,1312***	1,1402	0,4271***	1,5328	-0,0964**	0,9081	0,2933***	1,3408
segundo grau completo	0,2251***	1,2525	0,7554***	2,1285	0,2940***	1,3417	0,9243***	2,5202
superior completo	0,3047***	1,3562	1,0249***	2,7868	0,7679***	2,1553	1,7659***	5,8471
dummy de tamanho:					omitida			
pequena empresa					omitida			
média empresa	0,1729***	1,1888	0,0015	1,0015	0,0980***	1,1030	-0,0826	0,9207
grande empresa	0,0560***	1,0576	-0,3224***	0,7244	-0,4115***	0,6627	-0,5644***	0,5687
dummy de região:					Não			
N					omitida			
NE					omitida			
CO					omitida			
SE					omitida			
S					omitida			
dummy de intensidade tecnológica:					omitida			
baixa intensidade					omitida			
média intensidade	-0,1063***	0,8992	0,2431***	1,2751	-0,6702***	0,5116	-1,0685***	0,3435
alta intensidade	0,0925***	1,0969	-0,2009***	0,8180	-0,9503***	0,3866	-1,1595***	0,3136
Dummy de interação								
sup. completo X alta intensidade	-0,0028	0,9972	0,2153*	1,2403	0,9800***	2,6646	0,4487	1,5663
dummy de ano:					Não			
1996					omitida			
1997					omitida			
1998					omitida			
1999					omitida			
2000					omitida			
2001					omitida			
2002					omitida			

Nota: \*\*\*, \*\* e \* representam coeficientes estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS-MIGRA

É importante destacar que nem todas as variáveis incluídas na modelagem Logit Multinomial (tabela 2) puderam ser incluídas na estimação GLLAMM (tabela 3). Isso porque seu estimador de Máxima Verossimilhança não converge quando se utiliza grande número de variáveis explicativas. Nesse sentido, as dummies regionais, as de ano e a de sexo tiveram que ser excluídas. A exceção da dummy de sexo (que teria um resultado importante a ser analisado, uma vez que se mostra foco de várias pesquisas que incluem gênero como explicativa), as demais variáveis seriam apenas de controle<sup>3</sup>. Feita a correção metodológica e verificado que os resultados se mantiveram bastante próximos (em termos de magnitude, sinal e significância), a análise dos resultados será de acordo com a tabela 3.

O aumento gradual da probabilidade de mudar de emprego com a elevação do nível educacional é o mais importante resultado que subsidia, indiretamente, a ideia de que indivíduos qualificados podem levar conhecimento tecnológico para outras cidades e regiões, permitindo a ocorrência de transbordamento de conhecimento inter-regional. Em cada categoria de mobilidade, observa-se que quanto maior o nível de escolaridade do trabalhador, em relação à dummy de referência (ensino fundamental incompleto), maiores são as chances de haver mobilidade. Para os indivíduos com escolaridade superior completa, as probabilidades são, respectivamente em cada categoria de 1 a 4, 35%, 179%, 116% e 485% maiores em relação aos indivíduos menos escolarizados. Conclui-se que, em geral, as diferenças de chance relativa são maiores à medida que aumenta a extensão territorial da mobilidade, corroborando os resultados da literatura (STAMBOL, 2003a, PEKKALA, 2003, KULU E BILLARI, 2004).

A mobilidade observada dentro do estado, fora dos limites das regiões metropolitanas (categoria 3), para indivíduos que possuem o ensino fundamental completo, é justificada como uma alternativa encontrada pelos menos instruídos a buscarem melhores situações de emprego em outras localidades do estado, sem a necessidade de assumirem maiores riscos com movimentos muito distantes. Em certa medida, Brito e Souza (2005) e Brito (2006) apresentam justificativa para a existência deste movimento migratório de baixo nível educacional observado dentro dos estados.

Com relação à importância do incentivo salarial para a mobilidade, não existe um comportamento monotônico na relação entre salário e extensão territorial a ser percorrida. Para movimentos internos a cidade (categoria 1) e para movimentos internos ao Estado (categoria 3), o incentivo salarial amplia a probabilidade de mudança de emprego. O aumento salarial eleva as chances de haver mobilidade intramunicipal em 6,34% e intraestadual em 43,49%. Porém, resultado diferente é encontrado nos casos de mobilidade interestadual (categoria 4) e de mobilidade interna a regiões metropolitanas (categoria 2). Nesses casos, a probabilidade de mobilidade não parece ser afetada pelo diferencial salarial positivo, ao contrário, tais diferenciais diminuem as chances de haver mobilidade em 21% e 3%, respectivamente. Este resultado não era inicialmente esperado, pois havia uma expectativa teórica de que a extensão territorial a ser percorrida era diretamente afetada pelo incentivo salarial ao movimento.

A experiência num mesmo emprego tende a diminuir a probabilidade da mobilidade do trabalhador, efeito que tende a ser alterado quando se observa a variável ao quadrado, que mostra a elevação da probabilidade de se mover nos extremos, quando os indivíduos possuem alta e baixa experiência. Este resultado também é bastante aderente aos trabalhos empíricos que avaliam os determinantes da mobilidade. Vale a pena destacar que, apesar de significativos, a magnitude dos coeficientes de experiência ao quadrado não é expressiva, o que demonstra que seu efeito não é tão relevante na determinação da mobilidade.

---

<sup>3</sup> Uma estimação Logit Multinomial foi feita utilizando as mesmas variáveis utilizadas na GLLAMM e os resultados se mantiveram praticamente iguais (idênticos em termos de sinal e significância).

A idade tende a ser um fator que eleva a mobilidade do indivíduo. A probabilidade de mobilidade laboral, independente da sua extensão territorial, aumenta com o aumento da idade, com indicação de diminuição nos extremos de idade (mais velhos e mais novos – idade ao quadrado). Além disso, com exceção do movimento interno ao estado e externo às cidades (mobilidade 3), o aumento da idade eleva ainda mais a probabilidade de mobilidade com relação à extensão territorial a ser percorrida. Ou seja, para uma mobilidade interna a cidade, o aumento da idade eleva em 3,05% as chances de mudança de emprego e em 17,31% as chances de mudanças de emprego que envolvam mobilidade interestadual.

Pela variável de intensidade tecnológica, observa-se a diminuição da probabilidade de mobilidade à medida que aumenta a intensidade tecnológica setorial da firma de destino, com exceção de movimentos internos a cidade (categoria 1). Esse resultado indica que as chances de mobilidade aumentam apenas se a firma de destino, pertencente ao setor de alta intensidade tecnológica, estiver na mesma cidade da firma de origem. Em algum grau, o resultado parece estar refletindo o fato de as firmas, pertencentes a setores classificados como de baixa intensidade tecnológica, serem, em média, mais dispersas e em maior quantidade pelo território nacional do que as de setores considerados de alta intensidade tecnológica, cuja localização tende a estar mais próxima a regiões metropolitanas e capitais mais desenvolvidas do País.

Para investigar a possibilidade de transferência de conhecimento tecnológico entre pessoas com curso superior completo que se destinam a setores considerados de alta intensidade tecnológica, criou-se uma variável de interação. Os resultados sugerem a possibilidade de haver transbordamentos tecnológicos entre diferentes localidades, pois indivíduos com ensino superior completo, que se destinam a indústrias de alto grau de intensidade tecnológica, possuem maior probabilidade de mobilidade, se comparados aos demais indivíduos. Isso ocorre nos casos de movimentos internos ao Estado (categoria 3) e internos às Regiões Metropolitanas (categoria 2). O movimento de maior extensão territorial (categoria 4 – movimento interestadual) também apresenta uma maior probabilidade de mobilidade, porém, apesar de seu importante valor em termos de magnitude, seu resultado não é estatisticamente significativo.

A variável de tamanho da firma mostra que firmas grandes são mais atraentes que firmas pequenas no interior da mesma cidade (categoria 1). Nos demais casos, o sinal negativo e significativo da dummy de grande empresa revela que a probabilidade de mudança para firmas grandes é menor, se comparada às pequenas firmas, para movimentos entre cidades ou estados.

Dos resultados observados, é possível inferir que as principais constatações desta análise empírica, para o Brasil, apresentam a existência de uma diferenciação dos determinantes da mobilidade laboral, quando a análise é feita considerando diferentes extensões territoriais. A determinação salarial, os níveis educacionais, a experiência, a senioridade, o gênero, dentre outras variáveis explicativas, influenciam a escolha dos indivíduos de mudar de emprego, e o trabalho apresenta como esta influência se manifesta para diferentes tipos de mobilidade, considerando desde movimentos próximos (dentro de uma mesma cidade) até movimentos mais distantes (entre estados).

## **5. Conclusões**

O objetivo central deste artigo foi analisar os determinantes da mobilidade interfirmas e inter-regional dos trabalhadores da indústria de transformação brasileira. Entre os resultados do trabalho, é possível dizer que quanto maior o salário oferecido na localidade de destino maior é a propensão à mobilidade laboral para dois tipos de mobilidade (movimentos dentro da cidade e dentro do estado,



excluindo movimentos entre municípios dentro das regiões metropolitanas). Ou seja, o trabalhador está mais disposto a se mover, quanto maior for o incentivo financeiro a este movimento. Outro resultado é que o aumento do nível educacional tende a aumentar a probabilidade de mudança, com significativa relação positiva entre o grau de escolaridade e a extensão da “distância” percorrida pelo trabalhador. A propensão à mobilidade feminina é menor para todos os movimentos espaciais com uma diminuição gradual das chances de mobilidade com o aumento da distância.

A probabilidade da mobilidade laboral aumenta com a elevação da idade, mas apresenta uma diminuição nos dois extremos etários. Para a experiência, medida em tempo de vínculo no atual emprego, observou-se uma diminuição da probabilidade de mudança para todos os tipos de movimentos territoriais. Experiência ao quadrado aumenta esta probabilidade, o que reflete uma diferenciação entre níveis intermediários de experiência e seus dois extremos.

Empresas grandes só são mais atrativas aos trabalhadores que empresas pequenas quando o movimento é interno a cidade. Grande empresa não atrai mais que pequena empresa quando os movimentos envolvem mudança de cidade ou estado.

O aumento da intensidade tecnológica da firma de destino reduz a probabilidade de mudança de emprego. Apesar dos baixos números de mão de obra empregada em indústrias com alta intensidade de inovação e com alto nível de instrução, os resultados econométricos sugerem a existência de um regime favorável à mobilidade de trabalhadores qualificados, com a possibilidade de intercâmbio de conhecimentos (transbordamentos). Conforme sugere a teoria acerca dos determinantes do progresso tecnológico, ao menos no que diz respeito à mobilidade de mão de obra, encontramos evidências para o Brasil de que tais transbordamentos podem ocorrer. Estes resultados são enriquecidos pela inclusão da variável de interação (ensino superior completo e indústrias com alto grau de intensidade tecnológica), que apresenta um regime favorável à mobilidade de indivíduos com alto grau de instrução, sendo absorvidos na indústria de alta intensidade tecnológica.

As evidências empíricas para o Brasil, tendo em mente a teoria dos determinantes do progresso tecnológico relacionada à mobilidade de mão de obra, sugerem a existência de transbordamentos tecnológicos. São estes indivíduos qualificados que, ao se moverem entre longas distâncias territoriais, podem contribuir na difusão do conhecimento tecnológico para outras localidades.

## 6. Referências Bibliográficas

AGUAYO-TELLEZ, E.; MUENDLER, M.; POOLE, J. P.: The Impact of Globalization on Internal Formal-Sector Migration in Brazil. **UNU-WIDER Project Conference**, 2006.

ALMEIDA, P.; KOGUT, B.: Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks. **Management Science**, **45**, 905–917, 1999.

ARROW, K. Economic welfare and the allocation of resources for invention, in R.R. Nelson, ed., **The Rate and Direction of Inventive Activity** (Princeton: Princeton University Press), 609-626, 1962.

AUDRETSCH, D. B. **Innovation and industry evolution**. MIT Press, Cambridge, 1995.

AUDRETSCH, D. B.; KEILBACH, M. The Mobility of economic agents as conduits of knowledge spillovers. In: Fornahl, D.; Zellner, C; Audretsch D. B.(eds.) **The Role of Labour Mobility and Informal Networks for Knowledge Transfer**, New York, 2005.

BRITO, F.; SOUZA, J. Expansão Urbana nas Grandes Metrôpoles: o significado das migrações intrametropolitanas e da mobilidade pendular na reprodução da pobreza. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 4, p. 48-63 / Outubro-Dezembro 2005.

BRITO, F. O deslocamento da população brasileira para as metrôpoles. **Estudos Avançados**. v. 20, n. 57, p. 221-236, 2006.

COOPER, D. P. Innovation and reciprocal externalities: information transmission via job mobility. **Journal of Economic Behavior and Organization**, v. 45, p. 403-425, 2001.

DaVANZO, J. Microeconomics approaches to studying migration decisions. In: **Migration decision making: multidisciplinary approaches to micro-level studies in developed and developing countries**. G. F. De Jong and R. W. Gardner, editors. New York, Pergamon Press, 1981.

De NEGRI, F. et al. Tecnologia Exportação e Emprego. In: De Negri, J. A.; De Negri F. e Coelho, D. (Orgs.). **Tecnologia, Exportação e Emprego**. Brasília, IPEA, 2006.

De NEGRI, J. A. *et al.* (2001). **Mercado Formal de Trabalho: comparação entre os Microdados da RAIS e da PNAD**. Brasília: IPEA, 2001. Texto para discussão nº 840. Disponível em <[http://www.ipea.gov.br/pub/td/td\\_2001/td\\_840.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2001/td_840.pdf)> acessado em março de 2009.

FARBER, H. S. Mobility and stability: the dynamics of job change in labor markets. In: O. Ashenfelter and D. Card, eds., **Handbook of Labor Economics**, v. 3. New York, NY: Elsevier Science, 1999.

FELDMAN, M. P. The new economics of innovation, spillovers and agglomeration: a review of empirical studies. **Economics of Innovation and New Technology**, v. 8, p. 5-25, 1999.

FERREIRA, R. N.; MATOS, R. E. S. **Dinamismo do mercado de trabalho formal e mobilidade espacial de trabalhadores**. In: Anais do XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Caxambu, 2008. Disponível em:

<[http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2008/docsPDF/ABEP2008\\_1147.pdf](http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2008/docsPDF/ABEP2008_1147.pdf)> Acessado em setembro de 2009.

FONTES, G. G., SIMOES, R. F., OLIVEIRA, A. M. H. C. Urban Attributes and Wage Disparities in Brazil: A Multilevel Hierarchical Model. **Regional Studies**, 44(5), 595–607, 2010.

FREGUGLIA, R. S., TELES, J. L., RODRIGUES, B. D. A mobilidade no mercado de trabalho brasileiro: uma visão qualitativa. In: **10º Seminário de Economia Mineira – Diamantina**. Anais Diamantina: Cedeplar/UFGM, 2002. Disponível em: <<http://web.cedeplar.ufmg.br/cedeplar/site/diamantina2002/textos/D39.PDF>> Acesso em setembro de 2012.

FREITAS, E. E. Economias externas, atributos urbanos e produtividade: evidências a partir do nível salarial industrial das microrregiões brasileiras, 2000-2010. **Dissertação de Mestrado em ECONOMIA** – Universidade Federal de Minas Gerais – 2012.

FURTADO, A. T.; QUADROS, R. Padrões de intensidade tecnológica da indústria brasileira: um estudo comparativo com os países centrais. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, Fundação Seade, v. 19, n. 1, p. 70-84, jan./mar. 2005.

GALINARI, R., CROCCO, M., LEMOS, M. B., BASQUES, M. F. D. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. In: **Anais do XXXI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, Anais. Porto Seguro: ANPEC, 2003.

GALINARI, R., LEMOS, M. B., AMARAL, P. Retornos crescentes urbanos: a influência do espaço na diferenciação da taxa salarial no Brasil. In: De Negri, J. A. et al. **Tecnologia, exportação e emprego**. Brasília: IPEA, Cap.8, p.203-248, 2006.

GIOVANNETTI, B. C.; MENEZES-FILHO, N. A. Tecnologia e a Demanda por Qualificação na Indústria Brasileira. In: De Negri, J. A.; De Negri F. e Coelho, D. (Orgs.). **Tecnologia, Exportação e Emprego**. Brasília, IPEA, 2006.

GONZAGA, G. Rotatividade e qualidade do emprego no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 18, p. 120-140, jan./mar. 1998.

GREENE, W. **Econometric analysis**, cap. 19. New Jersey: Prentice Hall (4ª edição), 2000.

HOLZER, H.; LaLONDE, R. **Job change and job stability among less-skilled young workers**. Institute for Research on Poverty Discussion Paper No. 1191-99. Madison, Wisconsin, May, 1999.

IBGE. Mapa do mercado de trabalho no Brasil. Rio de Janeiro, 1994. *Apud*: OLIVEIRA, A.

KULU, H.; BILLARI, F. C. Multilevel analysis of internal migration in a transitional country: the case of Estonia. **Regional Studies**, v. 38, p. 679-696, 2004.

LINNEMAN, P.; GRAVES, P. Migration and job change: a multinomial logit approach. **Journal of Urban Economics**, V. 14, P. 263-279, 1983.

MENDES, P. S.; GONÇALVES, E.; FREGUGLIA, R. S.. Mobilidade interfirmas de trabalhadores no Brasil formal: composição e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 42, n. 2, 2012.

OLIVEIRA, A. M. H. C.; MACHADO, A. F. Mobilidade Ocupacional e rendimentos no Brasil Metropolitano: 1991-96. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n. 1, 2000.

PACELLI L.; RAPITI, F.; REVELLI, R. Employment and mobility of workers in industries with different intensity of innovation: evidence on Italy from a panel of workers and firms, **Economics of Innovation and new Technology**, v. 5, p. 273-300, 1998.

PEKKALA, S. Migration flows in Finland: regional differences in migration determinants and migrant types. **International Regional Science Review**, v. 26, p. 466-482, 2003.

RABE-HESKETH, S.; SKRONDAL, A. **Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata**. College Station, TX: Stata Press, 2ª edição. 2008.

RABE-HESKETH, S., SKRONDAL, A.; PICKLES, A.. **GLLAMM Manual**. 2ª edição. U.C: Berkeley Division of Biostatistics Working Paper Series. Working Paper 160, pp. 1-140, 2004.

ROSENKOPF, L.; ALMEIDA, P. Overcoming local search through alliances and mobility. **Management Science**, v. 49, n. 6, p. 751-766, 2003.

SAHOTA, G. S. An Economic Analysis of Internal Migration in Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p. 218-245, 1968.

SONG, J.; ALMEIDA, P.; WU, G. Learning-by-hiring: when is mobility more likely to facilitate interfirm knowledge transfer? **Management Science**, v. 49, n. 4, p. 351-365, 2003.

STAMBOL, L. S. Regional labour market mobility by education and income. **Economic Survey no 2/2003**, Statistics Norway, 2003a. Disponível em:

< <http://ssb.no/english/subjects/08/05/10/es/200302/stamboel.pdf> >, acessado em: maio de 2009.

STAMBOL, L. S. **Urban and regional labour mobility performance in Norway**. Paper presented at the 43 Congress of the European Science Association, Jyväskylä, Finland, 2003b.

TOPEL, R.; WARD, M. Job mobility and the careers of young men, **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, p. 441-479, 1992.

WOOD, C. H. Equilibrium and historical-structural perspectives on migration. **International Migration Review**, v. 16, n. 2, Special Issue: Theory and methods in migration and ethnic research, p. 298-319, Summer, 1982.