

MOBILIDADE INTERFIRMAS DE TRABALHADORES NO BRASIL FORMAL: COMPOSIÇÃO E DETERMINANTES*

Philippe Scherrer Mendes**

Eduardo Gonçalves***

Ricardo Freguglia****

O objetivo deste artigo consiste em analisar os principais fatores que determinam a mobilidade de trabalhadores no Brasil, com ênfase na possibilidade de difusão de conhecimento interfirmas. Com o uso dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais-Migra) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), apresenta-se a composição do emprego formal no Brasil por nível de escolaridade, gênero e setores com diferentes graus de intensidade tecnológica. A partir de um modelo *logit* condicional, conclui-se que os principais fatores indutores da mobilidade são a expectativa de retorno salarial e a experiência no vínculo anterior. Por outro lado, a sobrevivência no emprego após a mudança de firma é um fator que reduz a propensão de mudança interfirma do trabalhador.

Palavras-chave: Mobilidade interfirmas, *logit*, efeitos fixos, Brasil.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo central deste trabalho é avaliar os fatores que condicionam a mobilidade de trabalhadores entre firmas no mercado formal de trabalho brasileiro entre 1995 e 2002. Tendo em vista a capacidade dos trabalhadores qualificados em transmitir conhecimento tecnológico ao se moverem, busca-se analisar, especificamente, os determinantes da mobilidade interfirma, considerando características relacionadas ao indivíduo e ao seu emprego, com controle para fatores individuais não observados. Os custos da mobilidade, em geral, não são observáveis, mas tendem a ser absorvidos por características individuais. No estudo da mobilidade interfirma, é razoável admitir que características individuais, não observadas, podem influenciar a propensão à troca de emprego do trabalhador qualificado, como gostos, habilidades individuais e qualidade de ensino. Se os efeitos das variáveis não observadas não forem considerados na regressão, as estimativas geradas podem ser inconsistentes e enviesadas. Dessa forma, métodos econométricos de efeitos fixos seriam apropriados para o problema em questão, em virtude da consideração de características não observáveis dos indivíduos que sejam constantes no tempo.

* Os autores agradecem ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) pelo acesso à base de dados. Agradecem, também, ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo suporte financeiro.

** Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e Superintendente de Arranjos Produtivos Locais da Secretaria de Estado de Desenvolvimento Econômico de Minas Gerais. E-mail: philipescherrer@gmail.com

*** Professor adjunto da UFJF e pesquisador do CNPq.

**** Professor adjunto da UFJF.

Na literatura internacional referente à economia do trabalho, três fatos estilizados descrevem a mobilidade interfirma dos trabalhadores. Primeiro, as relações de emprego de longo prazo são frequentes no mercado de trabalho. Segundo, a maioria dos empregos recém-criados tem pequena duração. Terceiro, a probabilidade de término de um emprego decresce com a experiência no mesmo vínculo (Farber, 1999).

Farber (1999) aponta que tanto a heterogeneidade do trabalhador quanto o capital humano específico parecem ser importantes fatores capazes de determinar os padrões de mobilidade quando a abordagem utiliza dados longitudinais.

Stambol (2003) 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. 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 pesquisa e desenvolvimento (P&D).

Feldman (1999) faz uma revisão de estudos empíricos sobre inovação e sua localização, destacando que o trabalho qualificado deve ser incluído como um mecanismo pelo qual o transbordamento de conhecimento pode ser realizado via trabalhadores que se movem. Nesse mecanismo, as empresas se apropriam do *know-how* dos trabalhadores, que muitas vezes é transmitido a outros trabalhadores. Audretsch e Keilbach (2005) sugerem que a mobilidade de trabalhadores qualificados entre empresas e/ou regiões pode ser compreendida como uma grande manifestação da transmissão de conhecimento e de transbordamento tecnológico via contato pessoal. Esses autores visam 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.

Arrow (1962) destaca que a proximidade geográfica importa na transmissão do conhecimento, uma vez que o conhecimento tácito é inerente e não rival por natureza, podendo ser “derramado”. Apesar de sua característica não rival, a transmissão de tal conhecimento não pode ser feita de outra maneira que não via contato face a face, uma vez que se trata de algo não codificável. A partir da necessidade de contato face a face, a mobilidade de trabalhadores, os quais carregam consigo experiências e aprendizados, é uma das formas mais importantes de transmissão e

difusão de conhecimento. Ao contratar um novo trabalhador, o empregador tem acesso a conhecimentos específicos que estão “embutidos” nele e nos contatos que ele possui (Breschi e Lissoni, 2003).

Uma vez que o trabalhador possui a capacidade de carregar consigo um conhecimento que pode ser útil ao desenvolvimento de outras firmas, o objetivo deste artigo é avaliar os determinantes da mobilidade interfirma de trabalhadores, admitindo que eles atuam na disseminação de conhecimento tecnológico e podem ser instrumentos de difusão de conhecimento tácito. A análise empírica é realizada com uma base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais-Migra) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), que possibilita acompanhar os trabalhadores e as firmas empregadoras no período 1995-2002. A base é composta por 50% dos trabalhadores que estiveram empregados necessariamente em todos os oito anos do período considerado, na indústria de transformação brasileira. O método utilizado no trabalho envolve a estimação de um modelo *logit*, com controle para efeitos fixos dos trabalhadores, para identificar os determinantes econômicos da mobilidade do trabalhador.

Portanto, a motivação para a pesquisa está centrada na necessidade de compreender melhor o padrão de transferência de trabalhadores entre empresas, dada a sua capacidade de transferir conhecimento. A maior parte dos trabalhos da literatura brasileira foca os determinantes da migração, a fuga de cérebros ou a mobilidade espacial de trabalhadores (ver Sabbadini e Azzoni, 2006; Braga, 2006; Da Mata *et al.*, 2007; Golgher, Rosa e Araújo Júnior, 2005; Sahota, 1968; Baeninger, 2005). Além disso, há escassa literatura que utiliza as vantagens de microdados em uma base de dados longitudinal, como a Rais-Migra.

Além desta parte introdutória, o trabalho é organizado em mais cinco seções. A próxima seção revisa os principais fatores pelos quais a mobilidade ocorre, e enfatiza a importância dessa mobilidade na difusão de conhecimento tecnológico. A terceira seção apresenta a base de dados e o método utilizado no estudo. A seção 4 mostra evidências sobre a composição da mão de obra da indústria de transformação brasileira. A seção 5 revela os resultados do modelo *logit* com efeitos fixos. Finalmente, a última seção apresenta as principais conclusões do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Fatores determinantes do *job-change*: mobilidade interfirmas

Farber (1999) destaca três fatores centrais que descrevem a mobilidade dos trabalhadores no moderno mercado de trabalho, sendo eles: as relações de emprego de longo prazo são frequentes no mercado de trabalho; a maioria dos empregos recém-criados tem pequena duração; e a probabilidade de término de um emprego

decrece com a experiência no mesmo vínculo. O autor destaca que o mercado de trabalho americano e dos demais países desenvolvidos não é marcado por relações de trabalho de curto prazo e nem existe um grande movimento de trabalhadores entre empresas. Destaca, ainda, que as relações de longo prazo são características ainda mais comuns em outros países desenvolvidos (União Europeia), se comparados com os Estados Unidos. O custo para os empregadores da mudança de sua mão de obra é menor para os Estados Unidos do que para outras economias modernas, destacando-se o baixo nível de regulação estatal das relações de emprego naquele país. Nesse sentido, embora uma fração substancial da força de trabalho apresente relações de longo prazo, a maioria dos postos de trabalho dura pouco tempo. Tendo em vista que existem durações de longo prazo de emprego e que as relações de curto prazo tendem a ser menos duradouras, a probabilidade de mudança entre empregos diminui com o aumento da duração do vínculo no mesmo emprego.

Outros autores enfatizam o papel do salário, da educação e da experiência sobre a mobilidade interfirmas. No caso de Topel e Ward (1992), destaca-se a evolução salarial como fator fundamental na transição para um emprego estável, sendo o salário o principal determinante da mobilidade desses trabalhadores. Para esses autores, é amplamente documentado na literatura sobre mobilidade laboral que as taxas de mudança de emprego declinam com o aumento da idade ou da experiência, com destaque para o tempo de vínculo num mesmo emprego. Nesse trabalho, a transição entre diferentes empregos é fundamental no desenvolvimento da carreira de jovens trabalhadores.

Para Schwartz (1976), pessoas com maiores níveis de educação são mais propensas a migrar a fim de aproveitar seu maior potencial para auferir retornos pecuniários maiores, de acordo com a teoria do capital humano. Argumentos que reforçam tal relação, ainda que referentes à mobilidade espacial do trabalhador (migração), podem ser encontrados também em Borjas (1996). Esse autor apresenta duas causas para a correlação positiva entre a qualificação do trabalhador e a probabilidade de migrar: *i*) trabalhadores qualificados adquirem informações sobre empregos em outros mercados de trabalho de forma mais eficiente, e, assim, incorrem em custos de migração menores; *ii*) trabalhadores com nível educacional mais elevado possuem mais alternativas de emprego no mercado de trabalho do que os com menor nível educacional.

Holzer e LaLonde (1999) fazem uma revisão bibliográfica referente aos indicadores de instabilidade do trabalho, chamando a atenção para as diferenças existentes entre grupos demográficos. Os autores destacam a maior instabilidade do emprego para mulheres, minorias e menos educados, e confirmam que a instabilidade do emprego tende a diminuir com a idade e a experiência, mesmo para os menos qualificados.

Pacelli, Rapiti e Revelli (1998) fazem um estudo para investigar a composição do emprego e a dinâmica da indústria italiana, de acordo com a intensidade tecnológica industrial. Os autores analisam os determinantes da quebra de vínculo da mão de obra e do seu subconjunto particular (movimentos *job-to-job*), que é caracterizado pela mobilidade laboral sem períodos de desemprego, de saída da força de trabalho ou de emprego autônomo. O primeiro tipo de quebra de vínculo inibe investimentos da firma no trabalhador e a acumulação de capital humano específico da firma. O segundo tipo, movimentos *job-to-job*, representa a mobilidade interfirma, que pode conduzir à troca de conhecimento e experiência interfirmas.

Usando um modelo de regressão logística, com a variável dependente assumindo 0 (zero) para os casos em que não há quebra de vínculo e 1 (um) para os casos em que ela ocorre, os autores controlam o modelo por características do trabalhador e da firma, como: sexo, idade, salário, categoria profissional, duração do emprego, tamanho da firma, intensidade tecnológica setorial, dentre outras.

A partir dos resultados do trabalho, observa-se que a probabilidade de quebra de vínculo é maior para mulheres, trabalhadores manuais e jovens. Por outro lado, a quebra de vínculo decresce monotonicamente com o tamanho da firma, com a experiência no vínculo e com o crescimento do salário. Além disso, os setores de tecnologia tradicional da Itália estariam mais propensos a sofrer quebra de vínculo em relação aos setores de alta tecnologia. Isso revela que setores com alta intensidade de P&D possuem força de trabalho mais estável em relação às firmas que não investem em processos inovadores. Os autores também afirmam que a intensidade inovadora setorial tem relação positiva com as mudanças do tipo *job-to-job*, ao mesmo tempo em que ela diminui as chances de quebra de vínculo, como mencionado anteriormente.

Vistos os fatores determinantes da mobilidade interfirmas, é preciso abordar os efeitos dessa mobilidade em termos de possibilidade de difusão de conhecimento interfirmas. A próxima subseção se encarrega desse objetivo.

2.2 O papel do trabalhador na difusão do conhecimento interfirma

Pesquisadores do progresso tecnológico destacam a capacidade que o indivíduo possui de influenciar o desenvolvimento de inovações. Nesse sentido, Audretsch (1995) propõe que a unidade de observação do progresso tecnológico seja transferida da firma para o indivíduo. Esse último 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, dentre outros.

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 considerada como unidade de análise de inovação e mudança tecnológica, buscando esclarecer a importância que a unidade “trabalhador” tem nessa determinação.

Feldman (1999) destaca que os transbordamentos de conhecimento se tornam possíveis pela sua transmissão por pessoas dotadas de alto nível de capital humano. Tais indivíduos possuem a capacidade de incorporar um tipo de conhecimento que não pode ser codificado (conhecimento tácito) e cuja difusão se mostra possível via contato face a face entre trabalhadores. A autora faz uma revisão de estudos empíricos, chamando a atenção para o papel do trabalho qualificado, que deveria ser considerado como um dos principais mecanismos pelos quais o transbordamento de conhecimento pode ser realizado, à medida que os trabalhadores se movem entre firmas e regiões. As empresas que contratam trabalhadores qualificados estariam se apropriando do *know-how* tácito destes. Dessa forma, o conhecimento não estaria “solto no ar”, conforme a metáfora de Marshall, mas estaria incorporado aos cientistas e trabalhadores qualificados, podendo ser transmitido a qualquer localidade desde que os trabalhadores detentores desse conhecimento se mostrem propensos à mobilidade geográfica.

Arrow (1962) já havia destacado a mobilidade de trabalhadores qualificados como um fator que influencia a transferência de conhecimento. Além disso, enfatizou que a proximidade geográfica importaria na sua transmissão, por se tratar de um conhecimento tácito. Apesar de sua característica não rival, a transmissão de tal conhecimento não pode ser feita de outra maneira que não via contatos face a face, uma vez que não se trata de algo codificável. Por isso, a mobilidade de trabalhadores pode se constituir em uma das formas mais importantes de transmissão e difusão de conhecimento.

Song, Almeida e Wu (2003) sugerem a existência da possibilidade de aprendizagem pela contratação (*learning-by-hiring*) de trabalhadores qualificados (engenheiros), podendo esta ser utilizada para explorar distâncias tecnológicas do conhecimento. Os autores ressaltam o fato de que a distância tecnológica entre a firma e o suposto trabalhador contratado seria, então, preferível ao reforço da especialização, que se daria pela contratação de um trabalhador qualificado que desempenha funções semelhantes à que desempenharia no novo emprego. Nos resultados desse trabalho, destaca-se a inexistência de diferenças entre a contratação de trabalhadores em outros países e a contratação interna ao país ou à localidade. Isso reforça a tese de que o mecanismo de transmissão de conhecimento não se limita geograficamente.

Firmas com maiores competências tecnológicas e acúmulos de conhecimento tendem a atrair trabalhadores fundamentais no processo de produção de conheci-

mento para inovar. O empenho dessas firmas em P&D é fundamental no avanço tecnológico e na capacidade que os trabalhadores possuem de produzir novos conhecimentos também. O avanço tecnológico só é possível pela interação existente entre esses agentes. Para que haja transferência de conhecimento entre firmas não basta apenas que existam canais que possibilitem essa difusão. Faz-se necessária a existência de uma capacidade de absorção (Cohen e Levintahl, 1989) e replicação da tecnologia, sendo que firmas e trabalhadores se completam nesse processo.

2.3 Mercado de trabalho e mobilidade do trabalhador no Brasil

Sabe-se que nos anos 1990 o Brasil passou uma reconfiguração do seu mercado de trabalho em virtude de mudanças econômicas vividas pelo país. A mudança do cenário macroeconômico, em decorrência da abertura comercial e da estabilização monetária, gerou um processo de reorganização do setor privado diante da necessidade de aumento de produtividade e competitividade.

Oliveira e Machado (2000) fazem uma análise desta reconfiguração do mercado de trabalho brasileiro, no período posterior à abertura comercial. Nessa fase, o modelo baseado no protecionismo da indústria nacional é substituído pelo aumento da concorrência de mercado, com foco na busca por eficiência. Nesse estudo, feito com base na Pesquisa Mensal de Emprego (PME), observa-se o aumento da mobilidade ocupacional com o aumento da escolaridade. A mobilidade ocupacional é definida com base no critério de definição das ocupações no estudo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 1994). Observa-se uma mobilidade ascendente mais expressiva para indivíduos com níveis educacionais mais elevados. Entretanto, um resultado curioso é que a mobilidade descendente¹ também aumenta com a escolaridade, o que é justificado pelas autoras como consequência da existência de um conjunto de trabalhadores qualificados em categorias consideradas superiores.

Gonzaga (1998) destaca que a baixa qualidade do emprego é o maior problema do mercado de trabalho brasileiro. A alta produtividade da mão de obra depende não somente da sua qualificação geral, mas também de um capital humano específico, desenvolvido através de treinamento dentro do ambiente de trabalho. Neste sentido, o artigo destaca que a alta rotatividade da mão de obra contribuiria para explicar a baixa qualidade do emprego no país. A rotatividade do emprego no Brasil estaria acima do nível considerado ótimo para uma alocação eficiente dos trabalhadores. Com isso, tanto as firmas quanto os trabalhadores, que são os que investem em treinamentos específicos, estariam menos dispostos a investir nesses treinamentos pelo risco de não aproveitarem o retorno dos investimentos. Entretanto, o autor chama a atenção para alguns pontos relevantes no que se refere

1. Nesse trabalho, define-se mobilidade ascendente e descendente conforme um grau de hierarquia ocupacional.

ao mercado de trabalho formal e, especificamente, à indústria de transformação: a rotatividade no setor industrial é bem menor do que no setor de comércio, para todos os níveis de instrução; observa-se uma relação negativa entre o indicador de rotatividade e o tamanho do estabelecimento; a rotatividade tende a ser menor para trabalhadores mais educados, o que torna menos arriscado o investimento em treinamento.

Dada a identificação do cenário produtivo da indústria de transformação brasileira, e partindo da aceitação de que os trabalhadores possuem uma capacidade de transmissão de conhecimento ao se moverem entre empresas, a proposta deste trabalho é contribuir na direção de explicar os determinantes da mobilidade laboral.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada neste trabalho foi extraída da Rais-Migra do MTE, 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.²

A Rais representa, praticamente, um censo anual do mercado formal brasileiro, na medida em que todas as organizações legais (privadas e públicas) são obrigadas a declará-la. O tratamento aplicado aos dados dos estabelecimentos e aos vínculos empregatícios permite sua desagregação no âmbito do município, de subatividades econômicas e de ocupações. Tais informações são disponibilizadas segundo o estoque (número de empregos) e a movimentação de mão de obra empregada (admissões e desligamentos), por gênero, faixa etária, grau de instrução, rendimento médio e faixas de rendimentos em salários mínimos, sendo possível, também, construir dados sobre a massa salarial.

De Negri *et al.* (2001) destacam a confiabilidade dos dados levantados pelo MTE, presentes na Rais, e defendem amplamente seu uso em pesquisas aplicadas para o mercado formal, embora haja alguns problemas referentes à subestimação do setor agropecuário e da construção civil e à superestimação dos trabalhadores na administração pública. Contudo, os autores destacam sua confiabilidade para a indústria de transformação, que é o foco desta pesquisa.

A base de dados foi construída selecionando-se, aleatoriamente, 50% dos trabalhadores que estavam empregados na indústria de transformação e que possuíam registro na Rais para todos os oito anos do estudo, de 1995 a 2002. As variáveis

2. Informação de acordo com: <http://www.mte.gov.br/estudiosospesquisadores/pdet/conteudo/rais_default.asp>.

utilizadas foram: salários (salário de dezembro), experiência (medida em meses no mesmo emprego), idade, sexo, nível educacional, tamanho da empresa (medido pelo número de funcionários), ocupação (três dígitos), posição na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) (dois dígitos), além do Programa de Integração Social (PIS) e do Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ), que possibilitaram o acompanhamento dos indivíduos e das firmas para as quais eles trabalhavam.

Uma vez que a base da Rais nos possibilita acompanhar o trabalhador, através do PIS, e também acompanhar a empresa na qual ele trabalha por meio do CNPJ, foi possível seguir o vínculo do trabalhador e construir a variável dependente (*job-change*), que assume os seguintes valores: 1 (um) quando o trabalhador muda de vínculo empregatício, independente da questão geográfica, e 0 (zero) para o caso de o trabalhador permanecer no mesmo emprego. O valor 1 foi determinado no destino e não na origem, ou seja, após observar a mudança de vínculo empregatício. Nesse sentido, no ano de 1995, o valor da variável *job-change* é 0 para todos os indivíduos, como pode ser observado na tabela 1.

TABELA 1

Distribuição dos registros de emprego e *job-change* no Brasil (1995-2002)

Ano	Mesma firma	Mudança de firma	Registros de emprego
1995	453.927	0	453.927
1996	423.954	29.973	453.927
1997	420.332	33.595	453.927
1998	417.046	36.881	453.927
1999	417.685	36.242	453.927
2000	422.590	31.337	453.927
2001	423.097	30.830	453.927
2002	427.248	26.679	453.927

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Rais-Migra.

A opção pelo destino em detrimento da origem pode ser justificada na teoria sobre mobilidade de trabalhadores (interfirmas e inter-regional) que situa o local de destino como o de maior poder de influência na escolha de se mover *vis-à-vis* a localidade de origem (Massey *et al.*, 1993). Estudos empíricos que modelam a transição de trabalhadores entre firmas e/ou regiões também tendem a trabalhar com a indicação dessa transição no destino, em detrimento da origem (Pekkala, 2003; Kulu e Billari, 2004; Pacelli, Rapiti e Revelli, 1998).

A forma como a base de dados foi construída evidencia a existência de um viés de seleção, pois apenas os trabalhadores que se mantiveram empregados na indústria de transformação ao longo dos oito anos de estudo foram selecionados. Entretanto, esse viés atende aos interesses deste trabalho, uma vez que a capacidade de o trabalhador se manter no emprego nesse período de tempo, ou se transferir para outro, ainda dentro da indústria de transformação, o diferencia dos demais.

Esse diferencial, que mantém o trabalhador na indústria, considerando-se principalmente os trabalhadores mais qualificados (educados), é o indício da sua capacidade de acúmulo de conhecimento e, por consequência, de transferência de conhecimento, quando for o caso de mudança de emprego. Ou seja, se esses indivíduos permaneceram na indústria de transformação nesse período de tempo, provavelmente possuem alguma habilidade que os diferencia 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.

A base de dados passou por alguns ajustes para corrigir inconsistências do banco de dados originalmente extraído da Rais-Migra. Dentre os problemas corrigidos, podem ser citados: registros de trabalhadores (PIS) que apresentavam diferença de sexo de um ano para outro, registros de declínio na escolaridade, como nível superior completo em um ano e segundo grau completo no ano seguinte, por exemplo, e declínio ou manutenção da mesma idade ao longo dos anos.

Entende-se que todas essas inconsistências podem estar associadas a uma prestação errada de informação por parte da empresa, o que torna questionável a validade da informação e justifica sua exclusão. Neste sentido, optou-se por fazer a exclusão do trabalhador (identificado pelo PIS) na totalidade, ou seja, foram excluídas todas as informações desses trabalhadores para os oito anos que compõem a base de dados. Achou-se conveniente sua exclusão total, pois não existia possibilidade de identificar, dentro dos oito anos, em qual das informações prestadas estariam os erros. Assim, com essa exclusão, a base ficou novamente balanceada obtendo-se um painel de oito anos.

De uma base inicial de 50%, feitas as eliminações das inconsistências descritas acima, permaneceram na base 48,89% do total de trabalhadores empregados na indústria de transformação que estavam em todos os oito anos do período 1995-2002. Essa base de dados conta, ao todo, com 3.631.416 registros de emprego e 266.953 registros de mudança de vínculo empregatício (*job-change*), distribuídos como pode ser observado na tabela 1. A taxa média de mobilidade interfirma no período 1995-2002 situa-se em torno de 6,21%, ao se computar a média das divisões entre mudanças de firma e registros de emprego.³

3.2 Construção das variáveis

A mobilidade de trabalhadores interfirma é identificada pelos indivíduos cuja firma em que se possuía vínculo em t é diferente da firma em $t - 1$. Assim, a variável dependente binária da regressão reportará valor 1 para aqueles indivíduos que se movem entre firmas e 0 para os demais indivíduos. No contexto da mobilidade

3. Enfatiza-se que essa taxa capta a mobilidade ou mudança de firmas ao longo dos anos, mas não capta a mobilidade interna aos anos pelas características da base de dados, que apenas acompanha os trabalhadores em um ponto do tempo em cada ano. Nesse sentido, a taxa calculada não pode ser tomada como representativa de uma taxa de rotatividade da economia brasileira.

interfirma, é razoável admitir que outras características individuais não observadas também podem influenciar a propensão à troca de emprego do trabalhador qualificado, como gostos, habilidades individuais e qualidade de ensino. Se os efeitos das variáveis não observadas não forem considerados na regressão, as estimativas geradas podem ser inconsistentes e enviesadas. Diante da disponibilidade de dados em painel, a estimação de decisão de mudança interfirma do trabalhador pode ser feita por um modelo *logit* de efeitos fixos, constituindo-se uma forma efetiva de tratamento para o viés de seleção decorrente da mobilidade.

À decisão de mudança interfirma, foram agregadas variáveis adicionais relacionadas às características dos indivíduos e da Unidade da Federação (UF), conforme a especificação da equação (1).

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + Z_{it}\lambda + R_{it}\tau + T_t\gamma + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde: i é o indivíduo, t são os anos, y é a variável binária indicativa de mudança de firma, α_i é o vetor de efeitos fixos, X é o vetor de variáveis explicativas referentes às características do indivíduo, Z é o vetor de variáveis relacionadas ao emprego, R é o vetor de variáveis regionais, ε_{it} representa o termo de erro, T_t são as *dummies* de anos, e β , λ , τ e γ são os parâmetros.

O quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas na estimação dos determinantes da mobilidade. Todas as variáveis independentes são construídas a partir de informações da própria base de dados da Rais-Migra, como expectativa salarial da mobilidade, experiência (medida como meses trabalhados no mesmo emprego), tempo de permanência no mesmo emprego após a mobilidade (medida em anos de trabalho no mesmo vínculo), gênero e grau de escolaridade do trabalhador, intensidade tecnológica do setor em que o indivíduo trabalha, tamanho da firma de destino e outras variáveis de controle, como *dummies* de UFs.

A expectativa salarial da mobilidade é construída a partir da diferença entre a média de salário da ocupação do indivíduo (três dígitos), em t , e o salário do indivíduo observado também em t . A construção dessa variável se justifica pelo fato de o trabalhador não possuir, *ex ante*, informações concretas sobre o salário no destino, quando ele se depara com uma possibilidade de mudança de emprego. Em outras palavras, o salário no destino não é observável *ex ante*, admitindo-se que os trabalhadores façam, na melhor das hipóteses, uma comparação entre seu salário percebido no momento da mudança de vínculo e a média salarial da ocupação, também na origem. Essa *proxy* para o benefício pecuniário da mobilidade também é calculada para os indivíduos que não mudaram de emprego para captar eventuais propostas de emprego que o trabalhador possa receber em outros setores.⁴

4. Agradecemos ao parecerista anônimo por seus valiosos comentários referentes a esta definição.

QUADRO 1

Descrição das variáveis utilizadas

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Média	Mínimo	Máximo
Variável dependente					
<i>Job-change</i>	Mudança de vínculo de emprego	Binária	Proporção	Valor observado	
			93,79%	0	1
Variáveis explicativas					
Variáveis contínuas					
Delta salarial	Diferença salarial entre o que o trabalhador recebe em t e a média salarial da ocupação do trabalhador em t	lnR\$	6,02e-09	-4,92965	3,38738
Experiência anterior	Experiência (em $t-1$), medidas em termos de meses trabalhados no mesmo emprego	Meses	95,876	1	665
Experiência anterior ao quadrado	Experiência (em $t-1$) ao quadrado, medida em termos de meses trabalhados no mesmo emprego	Meses	14320,04	1	442225
Permanência no novo emprego (anos)	Tempo de permanência no novo emprego após a mobilidade	Anos	0,539	1	7
Variáveis categóricas					
<i>Dummies</i> de Idade					
Até 25 anos	Trabalhadores com até 25 anos	Binária	0,124	0	1
De 26 a 35 anos	Trabalhadores que possuem entre 26 e 35 anos	Binária	0,391	0	1
De 36 a 45 anos	Trabalhadores que possuem entre 36 e 45 anos	Binária	0,328	0	1
De 46 a 55 anos	Trabalhadores que possuem entre 46 e 55 anos	Binária	0,129	0	1
Maior que 55 anos	Trabalhadores com mais de 55 anos	Binária	0,027	0	1
<i>Dummies</i> educacionais					
Analf	Trabalhador analfabeto	Binária	0,018	0	1
Quar_incomp	Trabalhador com quarta série incompleta	Binária	0,083	0	1
Quar_comp	Trabalhador com quarta série completa	Binária	0,179	0	1
Oit_incomp	Trabalhador com oitava série incompleta	Binária	0,201	0	1
Oit_comp	Trabalhador com oitava série completa	Binária	0,178	0	1
Seg_incomp	Trabalhador com segundo grau incompleto	Binária	0,079	0	1
Seg_comp	Trabalhador com segundo grau completo	Binária	0,168	0	1
Sup_incomp	Trabalhador com nível superior incompleto	Binária	0,031	0	1
Sup_comp	Trabalhador com nível superior completo	Binária	0,062	0	1
<i>Dummy</i> de sexo					
Feminino	Trabalhadores do sexo feminino	Binária	0,225	0	1
<i>Dummies</i> estaduais					
UFs	<i>Dummy</i> para as 27 UFs	Binária	-	0	1

(continua)

(continuação)

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Média	Mínimo	Máximo
<i>Dummies para tamanho da firma</i>					
Pequena empresa	<i>Dummy</i> para empresas com até 99 empregados	Binária	0,319	0	1
Média empresa	<i>Dummy</i> para empresas com 100 até 499 empregados	Binária	0,330	0	1
Grande empresa	<i>Dummy</i> para empresas com mais de 500 empregados	Binária	0,351	0	1
<i>Dummies para intensidade tecnológica setorial</i>					
Baixa-intensidade	<i>Dummy</i> para empresas baixa intensidade tecnológica	Binária	0,650	0	1
Média-baixa	<i>Dummy</i> para empresas com média-baixa intensidade tecnológica	Binária	0,136	0	1
Média-alta	<i>Dummy</i> para empresas com média-alta intensidade tecnológica	Binária	0,166	0	1
Alta-intensidade	<i>Dummy</i> para empresas com alta intensidade tecnológica	Binária	0,048	0	1
<i>Dummy de interação</i>					
Superior completo e alta-intensidade	<i>Dummy</i> de interação entre superior completo e alta intensidade tecnológica	Binária	0,005	0	1

Fonte: Rais-Migra.

A importância da inclusão da variável de expectativa salarial se deve ao fato de que decisões de mobilidade de emprego (espacial ou não) estão vinculadas a comparações de valores presentes de ganhos de renda com os custos de mobilidade, em que o trabalhador faz opção por maior ganho líquido (Sjaastad, 1962).

A variável de experiência (ou senioridade) do trabalhador é medida em meses de trabalho no vínculo anterior à mobilidade. A relação positiva entre essa variável e a propensão à mobilidade indica que trabalhadores com maior conteúdo de conhecimento tácito ou mais experientes se transferem para outras firmas, em relação àqueles com menor nível de experiência. Essa hipótese seria teoricamente esperada, de acordo com os argumentos de Schwartz (1976), que postula relação positiva entre mobilidade, nível educacional e experiência. Além disso, tal relacionamento aponta para a possibilidade de difusão de conhecimento entre firmas, sendo o trabalhador instrumento da ocorrência de transbordamento de conhecimento, segundo Feldman (1999).

Nesta análise, com base em Freguglia (2007), também se optou por criar outra variável que, embora se assemelhe aparentemente com a experiência (senioridade), está de fato relacionada a uma predisposição do indivíduo à mobilidade. A variável de permanência no emprego representa, em anos, o tempo que os trabalhadores

permanecem no mesmo emprego, após a mobilidade, variando de 0 a 7. Para indivíduos que não se moveram, a variável recebe o valor 0. Para indivíduos que se moveram no primeiro ano da base e não se moveram mais, essa variável recebe o valor 7. Assim, quanto maior o valor recebido pela variável, maior é o tempo de sobrevivência no novo emprego. Tendo em vista que todo trabalhador está sujeito a se mover entre empregos e que alguns possuem uma maior predisposição à mobilidade, essa variável tenta captar efeitos desta maior predisposição. Como o recorte temporal da pesquisa (oito anos) pode conter distorções por selecionar indivíduos “estáveis” que se moveram neste período ou indivíduos mais aptos à mobilidade, que se mantiveram “estáveis” neste período, entende-se que esta variável de permanência no emprego complementa o uso da variável experiência.

No caso da intensidade tecnológica setorial, seguiu-se a classificação elaborada por Furtado e Quadros (2005). Os autores construíram 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 em P&D, seguindo critérios internacionais da literatura, em cada uma das divisões da CNAE, a dois dígitos (quadro 2).

QUADRO 2

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
Média-baixa intensidade	28	Fabricação de produtos de metal – exceto máquinas e equipamentos
	36	Fabricação de móveis e indústrias diversas
	23	Fabricação de coque, refino de petróleo e produção de álcool
Média-alta intensidade	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
Alta intensidade	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).

Os valores médios das variáveis descritas no quadro 1 informam que o tempo médio de permanência do trabalhador no mesmo vínculo empregatício é de 95,876 meses, com valor mínimo de 1 mês e máximo de 665 meses. Os valores médios das variáveis categóricas informam a participação percentual de cada categoria em relação ao total. Nesse sentido, a *dummy* de trabalhadores com idade variando de 26 a 35 anos corresponde a 39% do total de indivíduos do banco; os trabalhadores com ensino fundamental incompleto (oitava série incompleta) são os mais frequentes (20%); a maioria está vinculada a grandes empresas (35%); e a maior parte pertencem a firmas de baixa intensidade tecnológica (65%).

Em termos de métodos de regressão, como dito anteriormente, serão utilizados o modelo *logit* binário e o modelo *logit* de efeitos fixos, seguindo procedimentos sugeridos por Greene (2000) e Wooldridge (2002). As análises das regressões estão baseadas no sinal e na significância dos coeficientes, assim como na razão de chance. A razão de chance é definida como probabilidade de determinado evento ocorrer em relação a outro. Logo, se P_j é a probabilidade de sucesso (ou seja, o evento ocorre) e $1-P_j$ é a probabilidade de insucesso, a razão de chance a favor do evento é dada pela razão $P_j/(1-P_j)$. Para facilitar sua interpretação, a razão de chance foi convertida em incremento percentual, o qual indica a probabilidade de mudança da categoria base em relação à categoria analisada, a partir de variações em características dos trabalhadores. Nesse sentido, muitas interpretações estão baseadas em variações percentuais a partir do seguinte cálculo: (razão de chance - 1) x 100.

4 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Nesta seção, será feita a análise descritiva dos dados, caracterizando a indústria de transformação para todo o Brasil, de acordo com a distribuição por gênero, nível educacional, tamanho da firma e sua intensidade tecnológica.

4.1 Características da mudança de vínculo empregatício

A tabela 2, que descreve a variável dependente *job-change*, revela a mudança de emprego de acordo com o gênero, para os nove níveis educacionais considerados no estudo. É importante notar a diferenciação do gênero na determinação da mudança de emprego. A observação da mudança de emprego é maior para homens do que para mulheres, o que se mostra de acordo com a literatura sobre mobilidade de trabalhadores (Pekkala, 2003; Kulu e Billari, 2004).

Outro ponto que merece destaque é o aumento da manifestação de mudança de vínculo à medida que aumenta o nível educacional do trabalhador, o que também está de acordo com a literatura. Baixos níveis educacionais não permitem que os trabalhadores busquem melhores oportunidades, ao contrário dos mais qualificados, que apresentam taxas de mobilidade maiores.

TABELA 2

Percentual de mobilidade interfirma por grau de instrução e gênero

(Em %)

<i>Job-change</i> Escolaridade	Masculino			Feminino			Total		
	0	1	Total	0	1	Total	0	1	Total
Analfabeto	95,93	4,07	1,95	96,09	3,91	1,39	95,96	4,04	1,39
4 ^a série incomp.	95,75	4,25	8,80	96,13	3,87	6,80	95,82	4,18	6,80
4 ^a série comp.	95,48	4,52	17,73	95,68	4,32	18,57	95,53	4,47	18,57
8 ^a série incomp.	94,46	5,54	19,48	94,71	5,29	22,06	94,52	5,48	22,06
8 ^a série comp.	93,65	6,35	17,89	94,39	5,61	17,63	93,81	6,19	17,63
2 ^o grau incomp.	93,16	6,84	7,88	94,70	5,30	7,96	93,51	6,49	7,96
2 ^o grau comp.	91,95	8,05	17,08	93,79	6,21	15,97	92,34	7,66	15,97
Sup. incomp.	91,87	8,13	3,12	93,48	6,52	3,20	92,24	7,76	3,20
Sup. completo	90,81	9,19	6,06	92,37	7,63	6,42	91,18	8,82	6,42
Total	93,80	6,20		94,61	5,39		93,99	6,01	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O total se refere à amostra de trabalhadores na indústria de transformação brasileira.

Outra importante informação está relacionada à distribuição da variável *job-change* dentro da indústria de transformação, com a distinção por tamanho da empresa e nível de intensidade tecnológica, como se pode observar na tabela 3.

TABELA 3

Distribuição de *job-change* por tamanho da firma e intensidade tecnológica

(Em %)

<i>Intensidade/Job-change</i>		Até 99		De 100 a 499		Acima de 500		Total	Total acumulado
		empregados		empregados		empregados			
		0	1	0	1	0	1		
Baixa	Masculino	66,37	3,56	69,97	5,14	72,72	5,20	74,19	48,25
	Feminino	28,63	1,44	23,59	1,30	20,65	1,43	25,81	16,74
Médio-baixa	Masculino	70,70	4,78	72,28	5,99	78,27	4,12	78,43	10,64
	Feminino	23,55	0,97	20,40	1,33	16,84	0,77	21,57	2,93
Médio-alta	Masculino	82,51	5,09	81,24	6,05	87,58	4,74	90,03	14,98
	Feminino	11,92	0,48	12,00	0,71	7,12	0,56	9,97	1,68
Alta	Masculino	69,06	3,84	68,41	5,82	72,29	6,06	75,65	3,61
	Feminino	26,08	1,02	24,45	1,32	20,07	1,58	24,35	1,17
Distribuição por tamanho		94,85	5,15	93,33	6,67	93,82	6,18		
Distribuição total		30,24	1,64	30,84	2,21	32,90	2,17		

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

Note-se que o índice de mudança de emprego é maior para firmas consideradas médias, seguido pelas grandes empresas, com as pequenas tendo a menor taxa de mobilidade. Como a construção da base de dados foi feita com a variável *job-change* assumindo valores no destino, e não na origem, isso demonstra que os movimentos tendem a ser maiores quando no destino estão empresas maiores

(acima de 100 empregados). De uma forma geral, a mobilidade também tende a ser maior quando o trabalhador do gênero masculino se destina a uma firma de setores considerados de média-alta intensidade tecnológica no caso de firmas pequenas e médias. Tendência diferente se constata para os trabalhadores do gênero feminino, pois há predominância de destinos para firmas de setores de baixa e média-baixa tecnologia. No caso das firmas grandes, não há diferença de gênero, pois os trabalhadores tendem a se destinar, em sua maioria, para firmas de setores de alta intensidade tecnológica.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A tabela 4 apresenta as estimativas dos determinantes da mobilidade dos trabalhadores, a partir do modelo de regressão *logit*. A variável dependente binária tem como categoria de referência os trabalhadores que se mantiveram no mesmo emprego, ou seja, a variável *job-change* assume o valor 0 (zero), nesse caso, e assume valor 1 (um) quando o trabalhador muda de vínculo empregatício ao longo do período 1996-2002. A primeira coluna de resultados contém os coeficientes do modelo de regressão *logit*, enquanto a segunda coluna contém a razão de chance.⁵

Em linhas gerais, para os resultados obtidos na tabela 4, esperava-se que a variável salarial assumisse um valor positivo e significativo, uma vez que a teoria econômica considera a expectativa de ganho futuro como um fator determinante da mobilidade. Entretanto, apesar de o sinal encontrado na variável acima indicar que a propensão à mobilidade é positivamente afetada pela expectativa salarial, não há significância estatística. Ou seja, a propensão à mobilidade não seria afetada pela variável salarial. Esse resultado pode estar relacionado à omissão de variáveis explicativas que estariam associadas à motivação do indivíduo, como características pessoais não observáveis.

Um importante fator adicional a ser considerado na mobilidade interfirma é o tempo de permanência do trabalhador no emprego após a mudança de empresa. O número de anos na mesma firma após a mudança de vínculo eleva em 19% a propensão à mobilidade. Como o esperado seria uma relação negativa entre os indivíduos com maior estabilidade no novo emprego e os com probabilidade de mudança, esse resultado pode estar refletindo o mesmo viés apresentado para a variável salarial.

5. A estimação realizada na tabela 4 pode ter sua identificação comprometida a partir do momento em que alguns trabalhadores que trocam de firma também migram de uma região para outra. Nesse sentido, as tabelas 6 e 7, no apêndice do artigo, apresentam os resultados de uma estimação que considera apenas os indivíduos com mobilidade interfirma dentro do mesmo município. Assim, a variável dependente recebe valor 1 se o indivíduo mudou de emprego sem a ocorrência de um deslocamento geográfico; e 0 no caso contrário. Os resultados mostram que os coeficientes estimados diminuem em sua magnitude, mas a análise global não se altera. Isto evidencia que, após o controle pelos efeitos geográficos da mobilidade, os determinantes da mobilidade interfirma perdem importância em termos de magnitude apenas.

TABELA 4

Condicionantes da mobilidade interfirma no Brasil – regressão *logit* (1996-2002)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
Constante	-2,380*** (0,010)	0,0926*** (0,000913)
Delta salarial	0,007 (0,004)	1,007 (0,00416)
Experiência anterior (em meses)	-0,006*** (0,000)	0,994*** (9,02e-05)
Experiência anterior ao quadrado	0,000*** (0,000)	1,000*** (2,84e-07)
<i>Dummy</i> para sexo feminino	-0,090*** (0,006)	0,914*** (0,00516)
Permanência no novo emprego (anos)	0,174*** (0,001)	1,190*** (0,00124)
<i>Dummy</i> de idade		
Até 25 anos	0,034*** (0,007)	1,035*** (0,00770)
De 26 a 35 anos		Omitida
De 36 a 45 anos	-0,102*** (0,005)	0,903*** (0,00476)
De 46 a 55 anos	-0,319*** (0,008)	0,727*** (0,00606)
Mais que 55 anos	-0,651*** (0,019)	0,521*** (0,0100)
<i>Dummy</i> de educação		
Analfabeto	-0,106*** (0,022)	0,899*** (0,0194)
Quarta série incompleta	-0,212*** (0,011)	0,809*** (0,00864)
Quarta série completa	-0,194*** (0,008)	0,823*** (0,00660)
Oitava série incompleta	-0,082*** (0,007)	0,921*** (0,00678)
Oitava série completa		Omitida
Segundo grau incompleto	0,021** (0,009)	1,021** (0,00947)
Segundo grau completo	0,168*** (0,007)	1,183*** (0,00843)
Superior incompleto	0,202*** (0,012)	1,224*** (0,0151)
Superior completo	0,402*** (0,010)	1,494*** (0,0142)
<i>Dummy</i> de tamanho		
Até 99 empregados		Omitida
De 100 a 499 empregados	0,121*** (0,006)	1,128*** (0,00654)
Mais de 500 empregados	0,008 (0,006)	1,008 (0,00630)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
<i>Dummy</i> de intensidade tecnológica		
Baixa intensidade		Omitida
Média-baixa intensidade	-0,030*** (0,007)	0,970*** (0,00639)
Média-alta intensidade	-0,134*** (0,007)	0,874*** (0,00570)
Alta intensidade	0,044*** (0,011)	1,045*** (0,0114)
<i>Dummy</i> de interação		
Superior completo x alta intensidade	0,063** (0,028)	1,065** (0,0302)
<i>Dummy</i> de ano		
1996		Omitida
1997	0,130*** (0,008)	1,139*** (0,00935)
1998	0,225*** (0,008)	1,252*** (0,0102)
1999	0,187*** (0,008)	1,206*** (0,0102)
2000	0,000 (0,009)	1 (0,00914)
2001	-0,060*** (0,010)	0,942*** (0,00910)
2002	-0,273*** (0,011)	0,761*** (0,00814)
<i>Dummies</i> de UFs		Sim
Observações		3.177.489

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

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

Obs.: desvio-padrão robusto entre parênteses. A variável dependente é binária e assume valor 1 quando o trabalhador muda de vínculo empregatício, e 0 quando o trabalhador permanece no mesmo emprego.

Por outro lado, a experiência do trabalhador, medida como número de meses no vínculo anterior, tende a diminuir a probabilidade da mobilidade do trabalhador. No entanto, o coeficiente estimado é muito próximo de zero e a razão de chance é de apenas 0,6%.

Os outros resultados corroboram, de modo geral, alguns fatos estilizados da literatura (Schwartz, 1976; Borjas, 1996). O aumento gradual da probabilidade de mudar de emprego com a elevação do nível educacional reforça o argumento de que pessoas mais qualificadas possuem melhores chances de encontrar melhores oportunidades de emprego, sendo mais móveis. Nesse sentido, tais indivíduos podem conduzir conhecimento tácito para outras firmas, corroborando a ocorrência de transbordamentos de conhecimento via mobilidade de pessoal qualificado. Com

base nos resultados da tabela 4, indivíduos com menores níveis de instrução se movem menos, e indivíduos com ensino superior completo são os que apresentam maior probabilidade de se locomoverem entre firmas. Em termos de razão de chance, trabalhadores analfabetos apresentam propensão 10,1% menor em relação aos indivíduos com ensino fundamental completo. Por outro lado, trabalhadores com curso superior completo apresentam maiores chances de mobilidade em relação aos últimos mencionados (49,4%).

Adicionalmente, observa-se que a mobilidade tende a diminuir com o aumento da idade. Indivíduos que possuem até 25 anos são os que apresentam a maior chance de mobilidade, 3,5% maior do que os indivíduos que possuem entre 26 e 35 anos (*dummy* de referência, omitida). As mulheres tendem a se mover menos do que os homens, com chances 8,6% menores. Portanto, o comportamento da mobilidade empregatícia dos trabalhadores da indústria de transformação brasileira entre 1996 e 2002 apresenta um comportamento semelhante ao verificado em outros trabalhos que lidam com mobilidade espacial, como em Pekkala (2003), Kulu e Billari (2004) e Mukkala (2005).

A mobilidade interfirma também aparenta ser maior quando trabalhadores se destinam a firmas de setores de alta tecnologia em relação às firmas de baixa intensidade tecnológica. O mesmo resultado não se observa para as *dummies* de média-baixa e média-alta intensidade tecnológica, que apresentam coeficientes negativos. Quando o destino é uma firma do setor de alta intensidade tecnológica, os trabalhadores apresentam propensão 4,5% maiores, comparados a setores de baixa intensidade tecnológica.

Para investigar a possibilidade de transferência de conhecimento tecnológico entre pessoas com superior completo que também trabalham em setores considerados de alta intensidade tecnológica, criou-se uma variável de interação. Os resultados demonstram que existe uma maior propensão a esse tipo de mobilidade (6,5% maior).

A variável de tamanho da firma demonstra que firmas maiores tendem a exercer maior atração sobre os trabalhadores. Com as firmas de pequeno porte (até 100 empregados) como variável omitida, observa-se que a probabilidade de indivíduos se moverem para empresas médias (100 a 499 empregados) é 12,8% maior. O resultado observado para firmas de grande porte (acima de 500 empregados) apesar de ser positivo, não é estatisticamente significativo.

Dada a possibilidade de endogeneidade dos resultados estimados por meio de uma estimação do tipo *logit* (ver Farber, 1999), os resultados das estimações *logit* de efeitos fixos serão apresentados na tabela 5. Nesta, consideram-se as variáveis contínuas que variam no período considerado e incluem-se outras *dummies* que também podem sofrer mudanças no período 1996-2002 (tamanho da empresa, mudança de

UF e mudança de setor de atividade). Outras variáveis que medem características fixas dos trabalhadores são excluídas do exercício econométrico.

Os resultados mostram que a heterogeneidade do trabalhador parece ser importante fator capaz de determinar os padrões de mobilidade quando a abordagem utiliza dados longitudinais. Uma vez controlada esta heterogeneidade não observada, os coeficientes estimados se alteram consideravelmente. Por exemplo, na tabela 5 observa-se que a expectativa de retorno salarial com a mobilidade passa a elevar as chances de ocorrência de mobilidade em 53,7%, como defendido pela teoria econômica. Esse resultado não pôde ser observado na tabela 4, que não apresentava significância estatística nas chances de ocorrência de mobilidade. Tal resultado se deveu à ausência de controle de características não observáveis dos indivíduos.

TABELA 5

Condicionantes da mobilidade interfirma no Brasil – regressão *logit* de efeitos fixos (1996-2002)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
Delta salarial	0,430*** (0,008)	1,537*** (0,0130)
Experiência anterior (em meses)	0,025*** (0,000)	1,026*** (0,000217)
Experiência anterior ao quadrado	-0,000*** (0,000)	1,000*** (1,04e-06)
Permanência no novo emprego (anos)	-1,557*** (0,005)	0,211*** (0,000971)
<i>Dummies</i> de UFs		Sim
<i>Dummies</i> de tamanho de empresa		Sim
<i>Dummies</i> de intensidade tecnológica		Sim
<i>Dummies</i> de ano		Sim
Observações		1.123.178
Números de PIS		160.454

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

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

Obs.: desvio-padrão robusto entre parênteses. A variável dependente é binária e assume valor 1 quando o trabalhador muda de vínculo empregatício, e 0 quando o trabalhador permanece no mesmo emprego.

A experiência no emprego no ano anterior, por sua vez, tende a aumentar, em vez de diminuir, a probabilidade de mobilidade do trabalhador, ainda que isso ocorra a taxas decrescentes, tendo em vista o sinal negativo dessa variável ao quadrado. Isso significa que a mobilidade ocorre com trabalhadores mais experientes, considerando o tempo de permanência no vínculo anterior. De certa forma, há transporte de conhecimento tácito interfirmas, o que indica a existência de uma via de ocorrência do transbordamento de conhecimento na indústria brasileira, conforme preconizado por Feldman (1999).

No que se refere ao tempo de permanência no emprego após a mudança interfirma, o sinal do coeficiente estimado se torna negativo, conforme esperado. Uma vez controlados os efeitos fixos dos trabalhadores, esse resultado indica que indivíduos com maior estabilidade no novo emprego possuem uma menor probabilidade de mudança, caracterizando-se como fator retentor, isto é, fator de fixação do indivíduo no vínculo empregatício da firma. Em particular, esse resultado revela que há incentivos à construção de uma relação de longo prazo entre trabalhador e firma, propiciando acumulação de capital humano específico à firma.

6 CONCLUSÕES

O objetivo central deste artigo foi a análise dos determinantes da mobilidade interfirmas dos trabalhadores da indústria de transformação brasileira. Adicionalmente, buscou-se identificar a composição da mão de obra na indústria de transformação do país. Em termos de mobilidade laboral interfirmas no Brasil, os principais resultados desse trabalho sugerem que:

- 1) Quanto maior a expectativa de retorno salarial com a possibilidade de mudança, maior é a propensão à mobilidade laboral. Ou seja, o trabalhador está mais disposto a se mover, quanto maior for o incentivo financeiro desse movimento. Isso condiz com os resultados da literatura de mercado de trabalho e migração, que tendem a aceitar o salário como um dos principais determinantes do *job-change*.
- 2) A experiência, medida em meses no vínculo anterior, tende a aumentar a probabilidade de mudança de emprego. Esse resultado também indica que o conhecimento tácito, contido em profissionais mais experientes, também se transporta entre diferentes firmas. A experiência ao quadrado diminui esta probabilidade, o que reflete uma diferenciação entre níveis intermediários de experiência e seus dois extremos.
- 3) O tempo de permanência do trabalhador no emprego após a mudança de empresa é um fator que reduz a propensão à mobilidade. Ou seja, há uma relação negativa e esperada entre estabilidade no novo emprego e probabilidade de mobilidade.

Todos esses resultados são obtidos após o controle de características individuais não observadas, que também parecem exercer forte influência sobre a mobilidade interfirmas no Brasil.

Adicionalmente, outros resultados foram obtidos e apontam que a propensão à mobilidade varia positivamente com o nível educacional, o gênero masculino e o tamanho da empresa de destino do trabalhador, e é maior para empresas em setor de alta intensidade tecnológica. Por outro lado, a relação da mobilidade com a idade do trabalhador é negativa.

Os resultados econométricos sugerem a existência de um regime favorável à mobilidade de trabalhadores qualificados e com experiência, o que permite a possibilidade de intercâmbio de conhecimentos tácitos (transbordamentos).

ABSTRACT

This paper analyzes the main factors that motivate the inter-firm mobility of workers in the Brazilian formal labor market, emphasizing the possibilities of inter-firm knowledge diffusion. Using micro-data from the Labor Ministry of Brazil (Rais-Migra), we present the composition of the formal workforce according to educational degree, gender and sectors with different levels of technological intensity. Based on a fixed effects logit model, we find that mobility is positively related to the expected wage level and to the seniority level. On the other hand, the length of tenure after mobility is negatively related to the mobility propensity.

Keywords: Inter-firm mobility, *logit* model, fixed effects, Brazil.

REFERÊNCIAS

- ARROW, K. Economic welfare and the allocation of resources for invention. *In*: NELSON, R. R. (Ed.). **The rate and direction of inventive activity**. Princeton: Princeton University Press, 1962. p. 609-626.
- AUDRETSCH, D. B. **Innovation and industry evolution**. Cambridge: MIT Press, 1995.
- _____; KEILBACH, M. The Mobility of economic agents as conduits of knowledge spillovers. *In*: FORNAHL, D.; ZELLNER, C.; AUDRETSCH, D. B. (Ed.). **The role of labour mobility and informal networks for knowledge transfer**. New York, 2005.
- BAENINGER, R. São Paulo e suas migrações no final do século 20. **São Paulo em perspectiva**, v. 19, n. 3, p. 84-96, set. 2005.
- BORJAS, G. J. **Labor economics**. Singapura: McGraw-Hill, 1996.
- BRAGA, F. G. Migração interna e urbanização no Brasil contemporâneo: um estudo da rede de localidades centrais do Brasil (1980/2000). *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006. **Anais...** Caxambu, set. 2006.
- BRESCHI, S.; LISSONI, F. **Mobility and social networks. Localised knowledge spillovers revisited**. 2003 (CESPRI Working Paper, n. 142).
- COHEN, W. M.; LEVINTHAL, D. A. Innovation and learning: the two faces of R&D. **Economic journal**, v. 99, p. 569-596, 1989.
- DA MATA, D. *et al.* **Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados?** Brasília: Ipea, 2007 (Texto para Discussão, n. 1305).
- DE NEGRI, J. A. *et al.* **Mercado formal de trabalho: comparação entre os microdados da RAIS e da PNAD**. Brasília: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 840). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2001/td_840.pdf>. Acesso em: mar. 2009.
- FARBER, H. S. Mobility and stability: the dynamics of job change in labor markets. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. New York, NY: Elsevier Science, 1999. v. 3.

- 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.
- FREGUGLIA, R. S. **Efeitos da migração sobre os salários no Brasil**. 2007. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.
- 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.
- GOLGHER, A. B.; ROSA, C. H.; ARAÚJO JÚNIOR, A. F. **The determinants of migration in Brazil**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2005 (Texto para Discussão, n. 268).
- 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**. 4. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000. cap. 19.
- HOLZER, H.; LaLONDE, R. **Job change and job stability among less-skilled young workers**. Madison, Wisconsin: Institute for Research on Poverty, May 1999 (Discussion Paper, n. 1.191-1.199).
- IBGE. **Mapa do mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro, 1994. *Apud* 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.
- 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.
- MASSEY, D. *et al.* Theories of international migration: a review and appraisal. **Population and development review**, v. 19, n. 3, p. 431-466, 1993.
- MUKKALA, K. Knowledge spillovers – mobility of highly educated workers within high technology sector in Finland. CONGRESS OF THE EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION, 45., 2005. **Anais...** Amsterdam, Holanda, ago. 2005.
- 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.
- SABBADINI, R.; AZZONI, C. R. Migração interestadual de pessoal altamente educado: evidências sobre a fuga de cérebros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2006. (Disponível em CD-ROM).
- SAHOTA, G. S. An economic analysis of internal migration in Brazil. **Journal of political economy**, v. 76, n. 2, p. 218-245, 1968.
- SCHWARTZ, A. Migration, age and education. **Journal of political economy**, v. 84, n. 4, p. 701-720, 1976.
- SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **Journal of political economy**, Supplement 70, n. 5, p. 80-93, Oct. 1962.

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. Urban and regional labour mobility performance in Norway. CONGRESS OF THE EUROPEAN SCIENCE ASSOCIATION, 43., 2003. **Anais...** Jyvaskyla, Finland, 2003.

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

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

(Original submetido em abril de 2010. Última versão recebida em junho de 2012. Aprovado em julho de 2012.)

APÊNDICE

TABELA A.1

Condicionantes da mobilidade interfirma no Brasil, interna ao município, sem mobilidade geográfica – regressão *logit* (1996-2002)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
Constante	-2,902*** (0,011)	0,0549*** (0,000631)
Delta salarial	0,030*** (0,005)	1,031*** (0,00477)
Experiência anterior (em meses)	-0,005*** (0,000)	0,995*** (0,000103)
Experiência anterior ao quadrado	0,000*** (0,000)	1,000*** (3,24e-07)
<i>Dummy</i> para sexo feminino	0,006 (0,006)	1,006 (0,00632)
Permanência no novo emprego (anos)	0,179*** (0,001)	1,196*** (0,00136)
<i>Dummy</i> de idade		
Até 25 anos	0,037*** (0,009)	1,038*** (0,00884)
De 26 a 35 anos	Omitida	
De 36 a 45 anos	-0,092*** (0,006)	0,912*** (0,00548)
De 46 a 55 anos	-0,274*** (0,009)	0,760*** (0,00714)
Mais que 55 anos	-0,571*** (0,021)	0,565*** (0,0120)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
<i>Dummy</i> de educação		
Analfabeto	-0,123*** (0,025)	0,884*** (0,0224)
Quarta série incompleta	-0,155*** (0,012)	0,856*** (0,0102)
Quarta série completa	-0,160*** (0,009)	0,852*** (0,00762)
Oitava série incompleta	-0,041*** (0,008)	0,960*** (0,00788)
Oitava série completa		Omitida
Segundo grau incompleto	0,025** (0,010)	1,025** (0,0107)
Segundo grau completo	0,071*** (0,008)	1,074*** (0,00871)
Superior incompleto	0,019 (0,015)	1,019 (0,0150)
Superior completo	0,074*** (0,012)	1,077*** (0,0126)
<i>Dummy</i> de tamanho		
Até 99 empregados		Omitida
De 100 a 499 empregados	0,165*** (0,007)	1,180*** (0,00783)
Mais de 500 empregados	0,089*** (0,007)	1,093*** (0,00778)
<i>Dummy</i> de intensidade tecnológica		
Baixa intensidade		omitida
Média-baixa intensidade	-0,055*** (0,008)	0,947*** (0,00723)
Média-alta intensidade	-0,131*** (0,007)	0,878*** (0,00656)
Alta intensidade	0,150*** (0,012)	1,162*** (0,0137)
<i>Dummy</i> de interação		
Superior completo x alta intensidade	0,064* (0,034)	1,066* (0,0364)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
<i>Dummy</i> de ano		
1996		Omitida
1997	0,171*** (0,010)	1,187*** (0,0114)
1998	0,341*** (0,009)	1,406*** (0,0132)
1999	0,220*** (0,010)	1,246*** (0,0123)
2000	0,058*** (0,011)	1,060*** (0,0112)
2001	-0,024** (0,011)	0,976** (0,0109)
2002	-0,245*** (0,012)	0,782*** (0,00969)
<i>Dummies</i> de UFs		
Observações		Sim 3.177.489

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

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

Obs.: desvio-padrão robusto entre parênteses. A variável dependente é binária e toma valor 1 para indivíduos que mudam apenas de emprego, sem mudança geográfica, e assume valor 0 para quem não muda de emprego ou muda de emprego e também de município.

TABELA A.2

Condicionantes da mobilidade interfirma no Brasil, interna ao município, sem mobilidade geográfica – *logit* de efeitos fixos (1996-2002)

Variáveis	Coefficientes	Razão de chance
Delta salarial	0.356*** (0.010)	1.428*** (0.0140)
Experiência anterior (em meses)	0.021*** (0.000)	1.022*** (0.000232)
Experiência anterior ao quadrado	-0.000*** (0.000)	1.000*** (1.11e-06)
Permanência no novo emprego (anos)	-1.414*** (0.005)	0.243*** (0.00118)
<i>Dummy</i> de tamanho		
Até 99 empregados		Omitida
De 100 a 499 empregados	-0.265*** (0.014)	0.767*** (0.0106)
Mais de 500 empregados	-0.557*** (0.017)	0.573*** (0.00988)
<i>Dummy</i> de intensidade tecnológica		
Baixa intensidade		Omitida
Média-baixa intensidade	-0.005 (0.027)	0.995 (0.0266)
Média-alta intensidade	0.276*** (0.025)	1.318*** (0.0325)
Alta intensidade	-0.034 (0.035)	0.967 (0.0341)
<i>Dummy</i> de interação		
Sup. completo x alta intensidade	-0.040 (0.084)	0.961 (0.0808)
<i>Dummies</i> de UFs		Sim
<i>Dummies</i> de ano		Sim
Observações		907.039
Números de PIS		129.577

Fonte: Elaboração própria com base em dados da Rais-Migra.

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

Obs.: Desvio-padrão robusto entre parênteses. A variável dependente é binária e toma valor 1 para indivíduos que mudam apenas de emprego, sem mudança geográfica, e assume valor 0 para quem não muda de emprego ou muda de emprego e também de municípios.