



Center for Studies on Inequality and Development

Texto para Discussão Nº 88 – Setembro 2013
Discussion Paper No. 88 – September 2013

Diferenciais Salariais e Mobilidade dos Trabalhadores Formais no Estado do Rio de Janeiro

Danielle Carusi Machado (Cede/UFF)

Valéria Pero (UFRJ)

Jully Nascimento Ponte (UFF)

www.proac.uff.br/cede

DIFERENCIAIS SALARIAIS E MOBILIDADE DOS TRABALHADORES FORMAIS NO ESTADO DO RIO DE JANEIRO

Danielle Carusi Machado¹

Valéria Pero²

Jully Nascimento Ponte³

RESUMO

Este artigo analisa os diferenciais salariais existentes entre os trabalhadores empregados migrantes e não migrantes do Estado e da cidade do Rio de Janeiro no período de 2000 a 2008. Com base nos dados em painel da RAIS-MIGRA/MTE, aplicamos o modelo de efeitos fixos para estimar o diferencial salarial entre migrantes e não-migrantes. Os resultados mostram que os migrantes do Estado do Rio ganhavam, em média, menos do que os não-migrantes: 7,5% inferior na estimação sem controles e 6,1% menos na estimação com todas as características observáveis dos trabalhadores. Para os migrantes da cidade do Rio, estes valores foram 9,4% e 8,4%, respectivamente. No entanto, esse resultado não se confirma para todos os trabalhadores migrantes do Estado do Rio. O trabalhador migrante que teve vínculo no estado de São Paulo entre 2000 e 2008 ganhava mais (comparando com trabalhadores não migrantes do ERJ) ou perdia pouco (na comparação com trabalhadores migrantes da cidade do Rio). Já em termos regionais, observamos que os trabalhadores que migram para Norte e para o interior do ERJ acabam ampliando as diferenças salariais em relação aos trabalhadores não migrantes, seja considerando o ERJ ou a cidade do Rio de Janeiro.

Palavras chave: Diferencial salarial, Migração, Fluxos de trabalhadores.

Key words: Wage differentials, migration, worker mobility.

JEL : J01, J31, J61

INTRODUÇÃO

O Brasil tem registrado algumas mudanças nos fluxos migratórios nas últimas décadas, com maior retenção da população na região Nordeste, acompanhada da menor atratividade do estado de São Paulo, e do maior fluxo de pessoas para as cidades médias do interior. Além disso, os maiores fluxos têm ocorrido, principalmente, dentro da própria região Sudeste e da região Nordeste para o Sudeste. Destaca-se também que o perfil do migrante mudou: estão mais escolarizados e inserindo-se cada vez menos nos segmentos informais do mercado de trabalho. (IPEA (2011); Rigotti (2006))

Parte destes fluxos migratórios é explicada pela mobilidade dos *trabalhadores* entre as diversas localidades. A mobilidade de trabalhadores estaria associada à existência de diferenças salariais entre regiões, onde os migrantes tenderiam a gravitar em torno de regiões com piores condições de trabalho para regiões com melhores oportunidades no mercado de trabalho. (Borjas (2000)) Quanto maior o diferencial relativo a estas condições, seja de renda ou de amenidades, ou quanto menor o custo da mudança, maior o número de migrantes. De acordo com Sjaastad (1962), a decisão de migrar pode ser entendida como um tipo de “investimento em capital humano”, onde os trabalhadores irão ponderar os custos⁴ e benefícios associados à migração.

¹ Professora Adjunta da Faculdade de Economia da UFF e pesquisadora do CEDE/UFF. E-mail: dani_carusi@hotmail.com.

² Professora Associada do Instituto de Economia da UFRJ. E-mail: valuciapero@gmail.com.

³ Mestre do Programa de Pós Graduação da Faculdade de Economia da UFF. Esta autora agradece ao MTE pelo acesso aos dados da RAISMIGRA e a CAPES e ao IPEA pelo financiamento. E-mail: jullynp@gmail.com.

⁴ Estes custos podem ser monetários como as despesas com alimentação, alojamento e transporte (tanto para os migrantes quanto para seus dependentes) ou não-monetários, tais como a pesquisa e o tempo necessários para encontrar novo emprego, novo local de moradia, para a aprendizagem no novo emprego (on-the-job training) e a atualização profissional.

Apesar da redução da migração total, o Brasil ainda apresenta significativos fluxos de trabalhadores, como mostra Ribeiro e Bastos (2004). A redução da migração ocorreu simultaneamente à diminuição dos diferenciais regionais de renda ao longo da última década. Estudos com base em dados longitudinais (Corseuil e Santos (2002); Freguglia (2007); Freguglia *et al* (2007); Freguglia e Procópio (2011), Gonçalves *et al* (2011); Mendes (2009)) evidenciam que grande parte da variação transversal dos salários atribuídas à segmentação regional pode ser explicada pela heterogeneidade individual não observada capturada na estimação de efeitos fixos.

Embora esteja crescendo nos últimos anos a nível nacional, não há estudos de painéis para a análise da mobilidade de trabalhadores no mercado de trabalho fluminense. A recuperação econômica do Rio de Janeiro na última década, impulsionada principalmente pelo dinamismo do setor de petróleo e gás parece ter mudado as perspectivas para o estado, uma vez que o saldo migratório voltou a ser positivo, segundo Censo 2010. (Rigotti (2012)). Diante desse quadro, buscamos contribuir para o tema sugerindo uma avaliação do fenômeno da mobilidade dos trabalhadores formais para o caso do Estado e da cidade do Rio de Janeiro.

Com base nos dados em painel da RAIS-MIGRA/MTE, aplicamos o modelo de efeitos fixos para estimar o diferencial salarial, entre os anos de 2000 a 2008, de trabalhadores migrantes e não-migrantes empregados formalmente no estado e na cidade do Rio de Janeiro em 2009. O objetivo desta análise é identificar a existência desse diferencial e observar se o trabalhador migrante do Rio de Janeiro é uma seleção negativa ou positiva da amostra de trabalhadores.

Assim sendo, o artigo apresenta a estrutura a seguir. A primeira seção faz uma revisão breve da literatura sobre as teorias de migração e apresenta alguns fatos estilizados de estudos sobre mobilidade de trabalhadores no Brasil. Em seguida, apresentamos a base de dados, as variáveis de análise e a metodologia para estimar os diferenciais salariais entre migrantes e não migrantes do Estado e da cidade do Rio de Janeiro. Na seção 5, analisamos os resultados do modelo econométrico e, por fim, apresentamos as principais conclusões.

2. BREVE REVISÃO DA LITERATURA E DOS ESTUDOS SOBRE MOBILIDADE DO TRABALHO NO BRASIL

2.1. TEORIAS DE MIGRAÇÃO

Segundo o trabalho seminal de Borjas (2000), o estudo da migração é o cerne da economia do trabalho porque para discutir o equilíbrio deste mercado devemos analisar o fluxo de trabalhadores – dentro de um mesmo país ou internacionalmente. A motivação para os trabalhadores se deslocarem de uma região à outra seria a oferta de melhores oportunidades. Este deslocamento eliminaria as diferenças salariais regionais, o que garantiria a eficiência econômica.

O modelo competitivo do mercado de trabalho, inspirado na tradição neoclássica de ajustes entre oferta e demanda, sugere que a existência de dispersão deve ser tratada, em grande parte, como um fenômeno de natureza transitória. Ou seja, à medida que as forças de mercado se ajustam, a dispersão salarial deixaria de existir.

Sjaastad (1962) chama de investimentos em capital humano os custos associados à migração. Esses investimentos implicam nos custos monetários como as despesas com alimentação, alojamento e transporte (tanto para os migrantes quanto para seus dependentes), mas que os custos não-monetários provavelmente são mais importantes do que os custos monetários. Entre os custos não-monetários, o autor explora a pesquisa e tempo necessário para encontrar novo emprego, os custos de aprendizagem no novo emprego (*on-the-job training*) e atualização profissional, a composição ocupacional, a habilidade e experiência, os

investimentos específicos para o indivíduo e que ganham importância de acordo com a idade do trabalhador. Para os mais jovens, o autor destaca a formação educacional. Com o conhecimento pleno desses investimentos em capital humano em mãos, teríamos uma pista promissora à mobilidade migratória observada e aos diferenciais de salário.

Porém, essas diferenças salariais regionais podem refletir, parcialmente, diferenciais salariais compensatórios, onde os diferentes níveis salariais entre regiões se traduzem na recompensa de um conjunto de variáveis de conforto que as diferentes regiões oferecem (Roback, 1982). Como explica Borjas (2000), um mesmo trabalhador poderia enfrentar diferentes salários em diferentes mercados de trabalho, sendo a utilidade do trabalhador constante em todos os mercados de trabalho. Neste contexto, o autor enfatiza que as diferenças salariais, que são o foco da abordagem do capital humano e determinam a decisão de migrar, são supostos persistentes pela teoria neoclássica e admitem, implicitamente, que o mercado de trabalho nacional está em desequilíbrio (no sentido de que diferentes regiões oferecem diferentes oportunidades para um mesmo trabalhador).

Como resultado, os migrantes tenderiam a gravitar em torno de regiões de baixa renda para regiões de alta renda, e quanto maior o diferencial de renda entre as regiões ou mais barato é o movimento, maior o número de migrantes (Borjas, 2000).

Mas essa movimentação dependerá do perfil de seleção do trabalhador migrante, já que o grupo de migrantes não é uma amostra aleatória dos trabalhadores. Borjas (1989, 2000) e Chiswick (1978) sugerem dois tipos de seleção que podem existir para os migrantes, a positiva e a negativa. Os migrantes podem ser selecionados positivamente, quando têm qualificações acima da média e a região de destino oferece uma maior taxa de retorno para as competências. Os migrantes cujo trabalho é altamente qualificado obteriam ganhos superiores enquanto os trabalhadores menos qualificados no mercado de trabalho encontrariam remunerações inferiores. Os migrantes podem ser selecionados negativamente quando têm qualificações abaixo da média e a posição de origem oferece uma maior recompensa para trabalhadores qualificados.

Qualquer processo de estimação sobre este grupo deve considerar igualmente este processo de seleção, sobretudo se as características que determinam esta seleção também afetam a variável de interesse.

Uma abordagem alternativa, não competitiva, considera que existem características não-observáveis dos indivíduos que afetam a diferença de remuneração e que podem ser de caráter permanente (Carruth (2004)). No tratamento empírico, esta análise enfatiza que os estudos empíricos com base em *cross section* não captam a heterogeneidade dos indivíduos na análise dos fluxos migratórios.

As diferenças salariais seriam reflexos de diferenças não observadas na qualidade do trabalhador. Dito de outra forma, as empresas poderiam considerar lucrativo pagar salários superiores à taxa de equilíbrio de mercado a trabalhadores com determinadas características não diretamente observáveis que o torna distinto (heterogêneo) de outro com características diretamente observáveis semelhantes.

2.2. ESTUDOS SOBRE MOBILIDADE DE TRABALHADORES NO BRASIL

No Brasil, a migração inter-regional sofre efeitos relacionados à estrutura dos mercados de trabalho, mais aberta aos migrantes de menor qualificação. Isso ocorreria especialmente no Sudeste, capaz de absorver mão-de-obra de menor qualificação relativa vinda de outras regiões (já que grande parte dos trabalhadores não-migrantes possuem maior qualificação relativa). O trabalhador mais escolarizado multiplica suas estratégias de mobilidade considerando o aumento do seu capital relativo no contexto da sua própria região.

Dentre os estudos mais recentes sobre migração, o estudo do IPEA (2011) elucida algumas características do migrante durante o período de 1992 a 2008. De acordo com este estudo, os maiores fluxos migratórios se dão, principalmente, dentro da própria região Sudeste e da região Nordeste para a região Sudeste. O estudo destaca ainda que os fluxos internos parecem maiores do que as saídas para outras regiões e que o perfil do migrante mudou. O migrante aparece mais escolarizado ao longo dos anos analisados e que a participação entre os trabalhadores informais vem se reduzindo em maior velocidade do que no caso dos não-migrantes. Apesar dos migrantes possuírem maior taxa de desempregados, e terem maior participação em termos proporcionais dentre aqueles que trabalham 45 horas ou mais por semana, eles ganham mais, em média, do que os não-migrantes. No ano de 2008, o rendimento médio dos migrantes era cerca de 25% superior ao dos não-migrantes.

Essas diferentes remunerações das diferentes regiões do país que seriam as principais forças capazes de incentivar um indivíduo a migrar, são objetos de diversos estudos que testam por métodos econométricos a movimentação de pessoas entre regiões no Brasil sob o foco na justificativa das disparidades de renda e dos diferenciais salariais setoriais e regionais (Savedoff, 1990; Fiess e Verner, 2003; Santos Júnior *et al.*, 2003; Justo *et al.*, 2006; Freguglia, 2007; Gonçalves e Monte, 2008; Schmidt Filho *et al.* 2009).

No Brasil, a literatura indica também que parte da desigualdade da remuneração do trabalho decorre pelas diferenças em capital humano entre trabalhadores. Como a última década foi marcada por significativos progressos educacionais, diversos autores (Ribeiro e Bastos, 2004; Soares e Gonzaga, 1999) na investigação da recente queda na desigualdade na remuneração do trabalho encontram, como o esperado, que parte dos diferenciais de remuneração podem ser atribuídos à melhorias no capital humano dos trabalhadores em modo geral e a reduções nos diferenciais de remuneração por nível educacional. No entanto, essas mudanças explicariam apenas metade desse fenômeno. Resta, portanto, saber a outra metade dessa queda na desigualdade em remuneração do trabalho e uma pista pode estar presente nas características não observáveis dos trabalhadores.

Alguns dos estudos que testam a hipótese da heterogeneidade não observada utilizando-se de dados longitudinais do mercado de trabalho formal do Brasil, RAISMIGRA/MTE, nos revelam que as características não-observáveis são importantes elementos na explicação dos diferenciais salariais.

Freguglia, Menezes-Filho e Souza (2007) analisam os diferenciais salariais inter-regionais e interindustriais da economia mineira, controlando por características observáveis (tais como sexo, idade, escolaridade, experiência, setor de atividade, ocupação), e por características não observáveis (habilidade, motivação e etc, que por hipótese são fixas ao longo do tempo), utilizando-se do método de efeitos fixos. Os diferenciais de salários entre regiões e ramos de atividade apesar de persistentes, diminuem significativamente ao longo do tempo.

No artigo de Freguglia & Procópio (2011) que explora os efeitos da mudança do emprego e da migração interestadual do Brasil nos anos de 1995 a 2006 os autores também estimam os diferenciais salariais sob o controle da heterogeneidade não observada. Eles concluem que também após o controle dos efeitos fixos dos trabalhadores, a migração interestadual e a mudança do emprego são importantes fatores na determinação dos diferenciais salariais. Mas que a magnitude do efeito firma (cerca de -2,2%) é menor que a magnitude da migração interestadual (cerca de +3,5%) sobre os salários no setor formal. Conforme o método de efeitos fixos, reduz as magnitudes e significâncias dos coeficientes estimados, os autores afirmam a importância dos controles dos efeitos não-observáveis no diferencial salarial inter-industrial.

Por fim, um outro trabalho com enfoque na mobilidade intra-firma entre 1995 e 2002 no Brasil e utiliza-se da base RAISMIGRA nas suas estimativas foi o de Gonçalves *et al* (2011). O objetivo foi analisar os principais fatores que determinam a mobilidade de trabalhadores no

Brasil com ênfase na difusão de conhecimento dos trabalhadores quando se movem de uma firma para outra. Por meio de um modelo *logit* a pesquisa confirma que os principais fatores indutores da mobilidade de trabalhadores são a expectativa de retorno salarial e a experiência no vínculo anterior.

Nesses estudos há alguns fatos comuns sobre as características individuais não observadas dos trabalhadores que mudam de firma ou de região de atuação no mercado de trabalho no Brasil.

Os resultados econométricos apontam que a mobilidade dos trabalhadores varia negativamente com o nível educação, o gênero masculino, com o tamanho da empresa de destino do trabalhador e é maior para empresas em setor de alta intensidade tecnológica (que, em geral, pagam os melhores salários). E a relação entre mobilidade e idade do trabalhador é negativa, ou seja, a migração ocorre em grande maioria entre os trabalhadores mais jovens. No entanto a mobilidade de trabalhadores mais qualificados e com experiência aparecem com os maiores prêmios salariais.

Como vimos, o fenômeno da migração e seus impactos no mercado de trabalho, em especial, a determinação do salário, podem ser analisados sobre diferentes enfoques teóricos. Neste ensaio utilizaremos o método de efeitos fixos, avaliado como o mais adequado ao objetivo e à base de dados subsidiária a esse estudo. Assim, a análise acerca das condições do mercado de trabalho do migrante do Rio de Janeiro será analisada sempre de forma comparativa em relação às condições do não-migrante com foco nos diferenciais salariais dos trabalhadores.

3. PRELIMINARES EMPÍRICOS

3.1. BASE DE DADOS E VARIÁVEIS UTILIZADAS

A análise será feita com base nos dados do Relatório Anual de Informações Sociais - Migração (RAIS-MIGRA), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), derivada do registro administrativo da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), para um período de 10 anos (2000-2009), sendo 2009 o ano de referência. Esta base permite o acompanhamento longitudinal dos trabalhadores, ou seja, obtém informação do mesmo trabalhador ao longo dos anos, o que é não factível com a RAIS convencional, que está organizada por ano de referência da declaração dos vínculos (MTE, 2003).⁵

A RAIS-MIGRA é organizada sob dois modelos. A “*RAIS-MIGRA Painel*” permite observar a mobilidade do indivíduo no mercado de trabalho formal antes e depois de um determinado ano selecionado no seu “melhor vínculo”.⁶ A “*RAIS-MIGRA Vínculo*” contém todos os vínculos dos trabalhadores em determinado período de tempo. Este modelo permite estudos de duração de emprego e desemprego, além de inserção no mercado de trabalho formal. Como o objetivo deste artigo é analisar apenas os movimentos migratórios mais permanentes dos trabalhadores no mercado de trabalho formal, utilizamos a base da RAIS-MIGRA Painel.

Foram construídas duas amostras para análise: (i) amostra de trabalhadores do estado do Rio de Janeiro, em 2009, que trabalharam ou não em outras Unidades da Federação entre os anos de 2000 a 2008 (migração interestadual) e (ii) amostra de trabalhadores da cidade do Rio de Janeiro, em 2009, mas que trabalharam ou não em outra cidade do país em algum dos anos de 2000 a 2008 (migração da cidade do Rio).

⁵ De acordo com o MTE (2012), o registro de 2009 totalizou 7,4 milhões de estabelecimentos declarantes, dos quais cerca de 4,2 milhões correspondem a RAIS Negativa (não há vínculos empregatícios) e 3,2 milhões a RAIS com vínculos empregatícios.

⁶ “Se houver mais de um vínculo para o mesmo trabalhador em determinado ano da trajetória, prevalece o vínculo ativo ao final do ano (sem data de desligamento), uma vez que a ideia é armazenar a situação (fotografia) de cada trabalhador em 31 de dezembro de cada ano.” (MTE, 2003)

O *migrante* da amostra estadual no ano X é o trabalhador com vínculo ativo no estado do Rio de Janeiro (ERJ) em 2009, mas que no ano X (entre 2000 e 2008) tinha vínculo ativo em outra unidade da federação. O *migrante* da amostra municipal no ano X, por sua vez, é o trabalhador com vínculo ativo na cidade do Rio de Janeiro em 2009, mas que no ano X tinha vínculo ativo em outro município do país exceto a cidade do Rio de Janeiro.

Assim, fizemos uma análise retroativa da situação dos trabalhadores migrantes e não-migrantes que tinham vínculos ativos no estado/município do Rio de Janeiro em 2009. Cabe destacar que a migração não considera o local de nascimento do trabalhador, pois esta informação não consta na RAIS. Em suma, os fluxos migratórios analisados foram fluxos de trabalhadores com mudanças do local do estabelecimento em que são empregados formalmente.

Devido ao grande volume de informações do banco de dados, selecionamos duas amostras aleatórias (2% dos trabalhadores com vínculos ativos), uma para análise da migração estadual e outra para migração na cidade do Rio de Janeiro. Além disto, fizemos vários ajustes, tendo em vista a possibilidade de erros ou omissões na declaração dos estabelecimentos.⁷

Primeiramente, consideramos apenas os indivíduos que obtinham vínculos ativos em pelo menos um dos anos de 2000 a 2008, com remuneração não-nula no ano⁸, e horas contratuais diferentes de zero. Deste modo, temos pelo menos uma informação retroativa dos trabalhadores em cada uma das amostras. Como a localidade do trabalhador é de fundamental importância, optamos também por eliminar as observações cuja unidade da federação é ignorada. Eliminamos também as informações que tinham alguma resposta não declarada (“ignorada”) entre as variáveis selecionadas para características pessoais e do emprego.

Para os problemas relativos à incompatibilidade das informações prestadas, retiramos os indivíduos, seguindo o que é usualmente feito por estudos que utilizam desta mesma base de dados (Freguglia, 2007; Mendes, 2009; Freguglia e Procópio, 2011; Gonçalves *et al*, 2011). Caso contrário, teríamos que admitir algumas hipóteses arbitrárias e imputar valores nos quesitos problemáticos. As incompatibilidades identificadas neste estudo foram nas variáveis de gênero e nacionalidade⁹ que deveriam ser fixas ao longo do tempo. Outro problema identificado relacionava-se a variáveis que seguem uma determinada evolução, como faixa etária e escolaridade.

Seguindo a literatura de migração do trabalho, selecionamos apenas indivíduos em idade adulta, ou seja, que tinham 18 a 64 anos de idade. As amostras totalizaram 386 e 229 mil observações ano para a análise do Estado e da cidade do Rio de Janeiro, respectivamente.

Para construir o salário hora mensal utilizamos a remuneração média do trabalhador no ano medida em salários mínimos e a jornada de trabalho semanal declarada. Esta renda é transformada em remuneração média do trabalho medida em reais no ano¹⁰ e deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) de fevereiro de 2012.

As variáveis explicativas foram dispostas em três grupos:

- 1) *Características pessoais do trabalhador*: experiência (quantidade de anos no mesmo vínculo de emprego), gênero, 5 faixas etárias (entre 18 e 64 anos de idade) e nove faixas educacionais.
- 2) *Características do emprego do trabalhador*: *dummies* setoriais conforme a classificação do IBGE, seis *dummies* de ocupação categorias, conforme detalhamento do Anexo I e seguindo Freguglia (2007).

⁷ Ocorrem mais frequentemente em municípios menores ou em setores como agricultura, administração pública e a construção civil.

⁸ Procurou-se seguir o padrão adotado na literatura, que usa a renda não-nula dos trabalhadores. (Borjas (1985), Chiswick (1978), Carruth *et al*(2004)).

⁹ Apenas nacionalidade poderia conter algum tipo de alteração para o caso de um estrangeiro que ao longo da trajetória tenha se naturalizado. Mas este erro representava apenas 1% do total de erros encontrados.

¹⁰ A conversão em valores monetários (reais) foi feita com base nos valores do salário-mínimo nominal vigente nos respectivos anos.

- 3) *Características do local de emprego do trabalhador: dummies* para as regiões naturais do Brasil e para as regiões do ERJ que seguiram a agregação de municípios inspirada nos pólos econômicos regionais do Sebrae-RJ.¹¹ Além disso, construímos *dummies* específicas para os migrantes que tiveram vínculos em estabelecimentos do estado de São Paulo, do Distrito Federal, e dos demais municípios do estado do Rio de Janeiro com exceção da capital.

3.2 ANÁLISE DESCRITIVA

3.2.1 AMOSTRA ESTADUAL

Os trabalhadores migrantes representavam, em média, 4,0% do total de trabalhadores com vínculos ativos em 2009 no ERJ. Isto indica que uma pequena parte dos trabalhadores do ERJ em 2009 trabalhou em outra unidade da federação, e a parcela dos migrantes foi maior nos anos anteriores a 2004.

Na investigação da localização dos vínculos anteriores dos trabalhadores migrantes do ERJ, ilustrada pela Figura 1, constatamos que a maior frequência dos vínculos, no período de 2000 a 2008, estava em estados do Sudeste, totalizando aproximadamente 61%.

Cerca de 38% dos antigos vínculos dos trabalhadores estavam no Estado de São Paulo¹². Em Minas Gerais e no Espírito Santo estes percentuais foram de 17% e 6%, respectivamente. A Bahia e o Distrito Federal também apareceram como destaque em frequência da localização dos vínculos anteriores da mão-de-obra migrante no período, com participação de 7% e 5%, respectivamente.

Em relação ao diferencial do salário-hora médio de migrantes e não-migrantes, os trabalhadores migrantes recebiam, na média do período de 2000 a 2008, salário-hora mais alto (de R\$ 26,57, em média, ou 8,4% superiores aos salários dos não-migrantes) e com maior variabilidade (vide tabela 1).

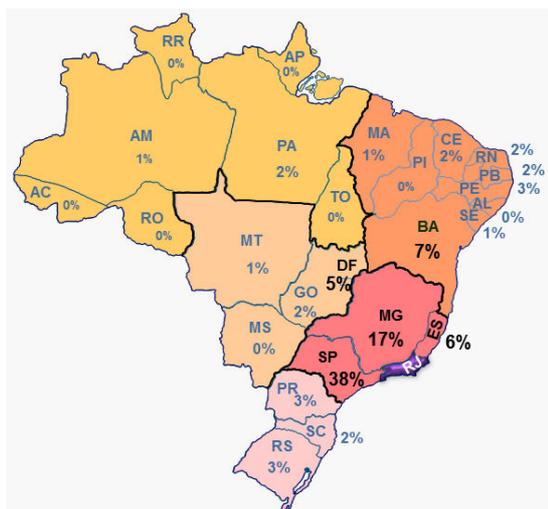
O salário-hora médio dos trabalhadores não-migrantes do ERJ (R\$ 24,51), ou seja, dos trabalhadores que tiveram vínculos ativos no próprio ERJ entre os anos de 2000 a 2008, está indicado pela barra “RJ” do Gráfico 1. As demais barras do Gráfico 1 representaram a média do salário-hora dos trabalhadores migrantes, por localização estadual de seus vínculos ativos no período de 2000 a 2008, indicadas pela sigla de cada estado.

Os trabalhadores migrantes ganhavam, em média no período de 2000 a 2008, menos do que os trabalhadores não-migrantes nos vínculos localizados em unidades da federação à direita de RJ (nos estados de Pará, Tocantins, Santa Catarina, Rio Grande do Norte, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Ceará, Mato Grosso, Pernambuco, Piauí, Acre, Sergipe, Amapá, Rondônia, Maranhão, Paraíba, Roraima e Alagoas). Estas unidades da federação foram as de menor frequência entre os vínculos dos trabalhadores migrantes do ERJ, com exceção dos estados de Minas Gerais e Espírito Santo. Provavelmente, a possível motivação para o fato desses trabalhadores migrantes se instalarem em estabelecimentos do ERJ em 2009, foi a procura por maiores rendimentos salariais.

Figura 1 | Frequência percentual dos vínculos de trabalhadores migrantes no período de 2000 a 2008 por unidade da federação.

¹¹ Elegemos esta metodologia por entender que é a menos desagregadora entre as agregações regionais conhecidas para o estado do Rio e por reunir municípios relativamente semelhantes em 10 unidades regionais (ver Anexo).

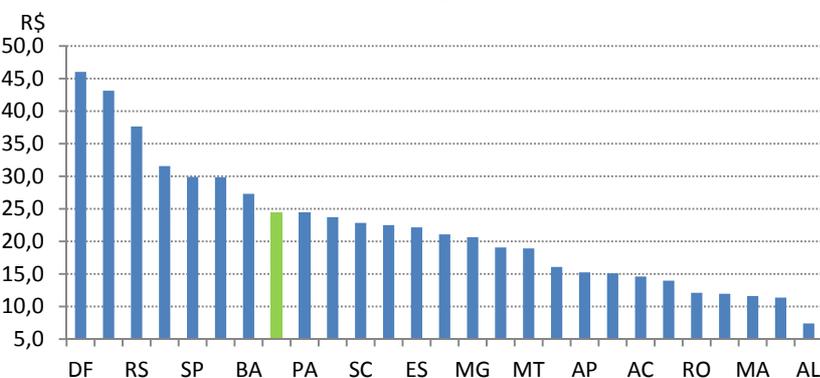
¹² Na amostra, 5.964 dos vínculos ativos de 2009 no Estado do Rio de Janeiro, entre 2000 e 2008 tinham vínculos em estabelecimentos do estado de São Paulo. Mas o total de vínculos ativos em estados que não o Rio de Janeiro entre 2000 a 2008 foi 15.618. A razão entre os valores multiplicado por 100 resulta em 38,2%.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAISMIGRA/MTE.

Analogamente, os trabalhadores migrantes do ERJ ganharam, em média no período de 2000 a 2008, mais em vínculos nos estados à esquerda de RJ no Gráfico 1 (nos estados da Bahia, São Paulo, Paraná, Amazonas, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul e Distrito Federal) do que os trabalhadores que no mesmo período tiveram vínculos somente no ERJ ou nas demais unidades da federação à direita de RJ no Gráfico 1. Os estados que pagaram aos migrantes do ERJ mais do que a média do salário-hora fluminense, como Bahia, São Paulo e Distrito Federal, foram os principais locais em termos de frequência dos vínculos anteriores de trabalhadores migrantes do ERJ, como vimos pela Figura 1.

Gráfico 1 | Salário-hora real médio dos trabalhadores com vínculos ativos no ERJ em 2009, por unidade da federação dos seus vínculos ativos durante o período de 2000 a 2008. Amostra estadual.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE.

Com relação às características individuais, observamos que os trabalhadores não-migrantes estavam sobre-representados nas faixas etárias mais velhas (cerca de 40% possuíam mais de 40 anos). Por outro lado, mais da metade (53%) dos trabalhadores migrantes possuíam menos de 29 anos de idade. Os trabalhadores migrantes possuíam menos experiência no emprego do que os trabalhadores não-migrantes (3 anos *versus* 7 anos, respectivamente). Isso faz sentido, na medida em que os mais jovens, a maioria dos migrantes, são mais propensos a rodar mais no mercado de trabalho.

No que diz respeito ao grau de instrução, o percentual de trabalhadores migrantes e não-migrantes difere nas categorias do ensino fundamental completo -- onde os não-migrantes (18%) superam os migrantes (12%) em termos proporcionais -- , e, sobretudo, nos níveis do

ensino médio completo e superior. Nota-se que enquanto 54% dos trabalhadores não-migrantes possuíam ao menos o ensino médio completo, este percentual é de 63% para os trabalhadores migrantes. Os trabalhadores migrantes estão em maior proporção entre os mais escolarizados.

Tabela 1 | Características individuais dos trabalhadores da amostra estadual.

	Não Migrantes		Migrantes		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Salário hora real (R\$)	24,51	48,98	26,57	49,09	24,59	48,99
Anos de Experiência	7	8	3	5	6	8
Sexo (masculino)	58%	49%	71%	46%	59%	49%
Faixas Etárias						
18 a 24 anos	16%	37%	30%	46%	17%	37%
25 a 29 anos	15%	36%	23%	42%	16%	36%
30 a 39 anos	28%	45%	29%	45%	28%	45%
40 a 49 anos	25%	43%	14%	35%	25%	43%
50 a 64 anos	15%	35%	5%	21%	14%	35%
Níveis Educacionais						
Analfabeto	1%	8%	1%	10%	1%	8%
1a etapa fund. Incomplete	4%	19%	4%	20%	4%	19%
1a etapa fund.	8%	28%	6%	24%	8%	27%
2a etapa fund. Incomplete	9%	29%	8%	27%	9%	29%
Fundamental completo	18%	38%	12%	33%	18%	38%
Ensino Médio incompleto.	7%	25%	6%	24%	6%	25%
Ensino Médio	33%	47%	37%	48%	33%	47%
Superior incompleto	4%	19%	6%	24%	4%	20%
Superior	17%	37%	20%	40%	17%	37%
Quantidade de observações	371.615		14.723		386.338	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE nos anos de 2000 a 2008.

Com relação às características do emprego (tabela 2), o setor Serviços apareceu como maior empregador para migrantes e não-migrantes. Porém, as maiores diferenças no perfil setorial de migrantes e não-migrantes está na indústria de transformação, extrativa mineral e construção civil. A participação do emprego nesses setores para os migrantes é bem maior do que para os não-migrantes. Assim, a migração de trabalhadores para o Rio de Janeiro está vinculada, principalmente, a oportunidades de emprego no setor de serviços e na indústria.

No que tange à ocupação, verifica-se perfil coerente com análise setorial. A participação ocupacional dos migrantes é relativamente maior do que a dos não-migrantes nas ocupações ligadas à produção industrial, operação de máquinas e condução de veículos. Outro grupo de destaque é o de ocupações científicas, técnicas e artísticas, em que a participação entre trabalhadores migrantes (23%) foi superior a dos não-migrantes (18%).

Desta maneira, em termos ocupacionais, os migrantes tiveram maior participação em carreiras científicas, técnicas e artísticas e da produção industrial. Isto vai em direção do perfil mais escolarizado e setorialmente mais concentrado na indústria e nos serviços dos trabalhadores migrantes em relação aos trabalhadores não-migrantes.

Tabela 2 | Características ocupacionais dos trabalhadores da amostra estadual.

	Não Migrantes		Migrantes		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
<i>Setor</i>						
Serviços	42%	49%	49%	50%	43%	49%
Indústria	16%	27%	28%	33%	16%	27%
de transformação	11%	32%	14%	35%	11%	32%
construção civil	3%	18%	13%	33%	4%	19%
extrativa mineral	1%	10%	1%	10%	1%	10%
Comércio	19%	39%	14%	35%	19%	39%
Adm. Pública	20%	40%	6%	23%	19%	39%
Agropecuária	1%	9%	2%	15%	1%	10%
Serv. industriais de util. pública	2%	13%	1%	10%	2%	13%
Outros	0%	3%	0%	1%	0%	3%
<i>Ocupação</i>						
1. Científica/Técnica/Artística	19%	39%	23%	42%	19%	39%
2. Legisl./Exec./Jud./Func.públ./Dir.	5%	22%	5%	22%	5%	22%
3. Administrativa	27%	44%	23%	42%	27%	44%
4. Comércio/Serviços	27%	45%	21%	41%	27%	44%
5. Agropecuária, flora e pesca	1%	9%	3%	17%	1%	10%
6. Prod. ind./Oper. máq./Cond.Veíc.	21%	41%	26%	44%	21%	41%
Quantidade de observações da amostra	371.615		14.723		386.338	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE nos anos de 2000 a 2008.

3.1.2 Amostra da Cidade do Rio de Janeiro

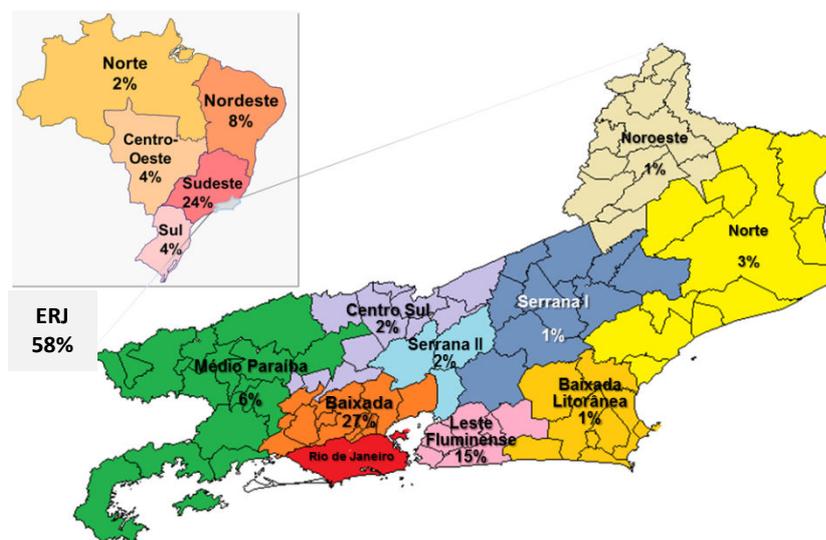
Da mesma forma que no caso estadual, quando restringimos a análise para a amostra de trabalhadores que tinham vínculo ativo na cidade do Rio de Janeiro em 2009, os trabalhadores migrantes representavam 10%, em média, do total de trabalhadores com vínculos ativos em 2009 na cidade do Rio de Janeiro. Este percentual é bem superior ao encontrado para a amostra estadual. Um contingente grande de moradores da região metropolitana do Rio de Janeiro pode trabalhar fora da cidade do Rio, nos limites da metrópole, sem incorrer em custos de mudança de moradia.

Como era de se esperar, a maior parte dos trabalhadores migrantes da nossa amostra municipal estava empregada nos demais municípios do Estado do Rio de Janeiro (58%). A distribuição dos vínculos dos trabalhadores migrantes por região natural do país e por regiões do ERJ (exceto a capital) está ilustrada na Figura 2.

Das regiões do Estado do Rio, 27% dos vínculos dos trabalhadores migrantes entre os anos de 2000 a 2008 estavam localizados em municípios da Baixada Fluminense e 15% estavam na região Leste Fluminense. Este maior percentual nas regiões da Baixada e Leste Fluminense se justifica na medida em que seus municípios formam a região metropolitana do Rio de Janeiro. A mobilidade dos trabalhadores nesse caso está mais associada a movimentos pendulares, sem significar migração ou mudança de local de residência.

A região do Médio Paraíba foi a responsável por 6% dos vínculos entre os anos de 2000 a 2008. Já as demais regiões foram responsáveis por menos de 3%.

Figura 2 | Percentual de vínculos de trabalhadores migrantes por regiões naturais Brasil e regiões do estado do Rio de Janeiro no período de 2000 a 2008. Amostra municipal.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra /MTE.

Dentre as regiões naturais do país, a região SE possui a maior participação na localização dos vínculos ativos entre os anos de 2000 a 2008 dos trabalhadores migrantes (24%). São Paulo foi responsável por 17% dos vínculos dos trabalhadores migrantes, Minas Gerais, por 6%, e Espírito Santo, por 2%.

Em relação ao diferencial do salário-hora médio de migrantes e não-migrantes, a situação é diferente: os trabalhadores migrantes recebiam salário-hora mais baixo (de R\$ 22,18 em média, ou 33% inferiores aos salários dos não-migrantes) e com menor variabilidade, conforme tabela 3.

O salário-hora médio dos trabalhadores não-migrantes da cidade do Rio de Janeiro (R\$ 29) é indicado pela barra “Rio de Janeiro” do Gráfico 2, similar ao Gráfico 1 da análise da amostra estadual.

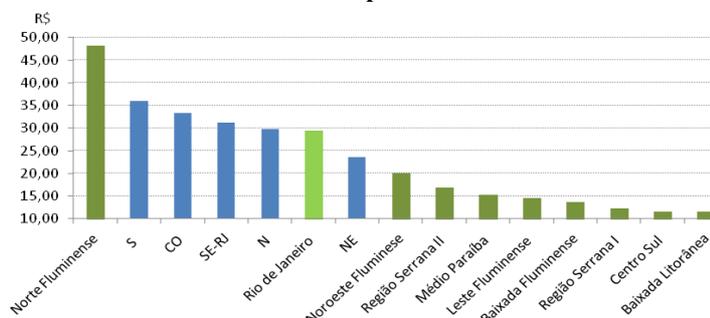
Os trabalhadores migrantes ganhavam, em média, no período de 2000 a 2008, menos do que os trabalhadores não-migrantes nos vínculos localizados nas regiões à direita da cidade do Rio (nas regiões Nordeste do Brasil, Noroeste Fluminense, Região Serrana II, Médio Paraíba, Leste Fluminense, Baixada Fluminense, Região Serrana I, Centro Sul e Baixada Litorânea). Vale destacar que a maior parte dos vínculos fora da cidade do Rio concentrava-se nas regiões da Baixada e Leste Fluminense. Os dados acima sugerem que uma das motivações para que esses trabalhadores se empregarem em estabelecimentos da cidade do Rio de Janeiro em 2009, foi a procura por maiores salários.

De acordo com a tabela 3, as características individuais dos trabalhadores não-migrantes e migrantes segue o encontrado para a amostra estadual. Os trabalhadores migrantes são mais jovens (metade dos trabalhadores migrantes possuíam menos de 29 anos) e menos experientes (3 e 7 anos para trabalhadores migrantes e não migrantes, respectivamente).

No que diz respeito ao grau de instrução, destaca-se que a proporção de trabalhadores migrantes e não migrantes com nível médio de escolaridade completo foi igual a 58%. A diferença percentual na escolaridade aparece de forma mais expressiva no ensino superior completo. Os trabalhadores não-migrantes (21%) com o ensino superior completo estavam em

maior proporção relativa do que trabalhadores migrantes (16%). Os não-migrantes da cidade do Rio de Janeiro tenderam a ser mais escolarizados do que os migrantes.

Gráfico 2 | Salário-hora real médio dos trabalhadores com vínculos ativos na cidade do Rio de Janeiro em 2009, por região natural do Brasil e regiões do estado do Rio de Janeiro dos seus vínculos durante o período de 2000 a 2008. Amostra municipal.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE.

O fato dos trabalhadores migrantes terem escolaridade mais baixa na análise municipal pode estar relacionado ao fato da maioria dos migrantes da cidade do Rio de Janeiro ter tido vínculos nas regiões da Baixada e Leste Fluminense da região metropolitana do Rio de Janeiro, localizados. Os municípios vizinhos metropolitanos possuem piores indicadores socioeconômicos do que a capital fluminense.

Da mesma forma que no caso estadual, o setor serviços foi o principal absorvedor de mão-de-obra, ocupando cerca de 47% dos trabalhadores não-migrantes e 50% dos trabalhadores migrantes. A participação da indústria no emprego dos migrantes é maior (12%) do que entre os não migrantes (8%), assim como comércio. A participação dos outros setores para o emprego de administração pública foi o segundo setor em participação entre os vínculos de não-migrantes (22%) e o quarto em participação entre os vínculos dos migrantes (5%).

No que tange à ocupação, a maior parte dos trabalhadores não-migrantes possuía vínculos em atividades administrativas (32%) e em atividades do comércio e serviços (26%). Já para os trabalhadores migrantes, a ordem de participação se inverteu: a maior parte teve vínculos em atividades relacionadas ao comércio e serviços (28%) e, em seguida, por atividades administrativas (24%).

A contribuição relativamente maior da indústria no emprego de migrantes leva maior participação das ocupações ligadas à produção industrial, 23%, enquanto entre não migrantes é 15%. Embora a proporção de trabalhadores com ensino superior seja menor entre migrantes, verificamos que a proporção de trabalhadores migrantes e não migrantes em ocupações científicas, técnicas e artísticas foi de 20%.

Tabela 3 | Características individuais dos trabalhadores da amostra municipal.

	Não Migrantes		Migrantes		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Salário real (R\$)	29,39	56,73	22,18	42,85	28,69	55,58
Anos de Experiência	7,64	8,36	2,81	4,48	7,16	8,19
Sexo (masculino)	57%	50%	67%	47%	58%	49%
Faixa Etária						
18 a 24 anos	14%	35%	29%	45%	16%	36%
25 a 29 anos	15%	35%	21%	41%	15%	36%
30 a 39 anos	27%	45%	28%	45%	27%	45%
40 a 49 anos	26%	44%	16%	37%	25%	44%
50 a 64 anos	17%	38%	6%	24%	16%	37%
Nível Educacional						
Analfabeto	1%	7%	1%	9%	1%	8%
1a etapa fund. Incompleto	3%	17%	3%	18%	3%	17%
1a etapa fund.	7%	26%	6%	24%	7%	26%
2a etapa fund. Incompleto	8%	27%	8%	28%	8%	27%
Fundamental completo	17%	37%	16%	37%	17%	37%
Ensino Médio incompleto	6%	23%	7%	25%	6%	24%
Ensino Médio	32%	47%	38%	48%	33%	47%
Superior incompleto	5%	22%	5%	21%	5%	22%
Superior	21%	41%	16%	37%	21%	41%
Quantidade de observações da amostra	206.833		22.321		229.154	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE nos anos de 2000 a 2008.

Tabela 4 | Características ocupacionais da amostra municipal.

	Não Migrantes		Migrantes		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Setor						
Serviços	47%	50%	50%	50%	48%	50%
Indústria	11%	24%	23%	30%	13%	25%
de transformação	8%	28%	12%	33%	9%	28%
construção civil	3%	16%	9%	29%	3%	18%
extrativa mineral	0%	7%	1%	11%	1%	7%
Comércio	16%	37%	19%	39%	17%	37%
Adm. Pública	22%	42%	5%	23%	21%	40%
Agropecuária	0%	3%	1%	10%	0%	4%
Serv. industriais de util. pública	2%	15%	1%	10%	2%	14%
Outros	0%	3%	0%	1%	0%	3%
Ocupação						
1.Científica/Técnica/Artística	20%	40%	20%	40%	20%	40%
2. Legisl./Exec./Jud./Func.públ./Dir.	7%	25%	4%	20%	6%	25%
3. Administrativa	32%	47%	24%	43%	31%	46%
4. Comércio/Serviços	26%	44%	28%	45%	27%	44%
5. Agropecuária, flora e pesca	0%	4%	1%	11%	0%	5%
6. Prod. ind./Oper. máq./Cond.Veic.	15%	36%	23%	42%	16%	36%
Quantidade de observações da amostra	206.833		22.321		229.154	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE nos anos de 2000 a 2008.

4. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

4.1. O MODELO ECONOMÉTRICO

O objetivo deste artigo é analisar o diferencial de rendimento entre os trabalhadores migrantes e não migrantes, considerando duas localidades de destino no ano de 2009 – o estado e a cidade do Rio de Janeiro. Para tal análise, conforme já descrito acima, foram feitas duas amostras de trabalhadores: a amostra estadual e a amostra municipal. A partir destas duas amostras, foram estimadas equações mincerianas (cf. eq. 1) considerando diferentes especificações e métodos que serão detalhados a frente. (Mincer, 1974).

A equação (1) relaciona o *log* do salário hora real do ano com um conjunto de variáveis explicativas dos dados longitudinais da RAIS-MIGRA para o período de 2000 a 2008.

$$(1) \quad Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \delta X_{it} + \theta M_{it}R_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$$

A variável dependente é o logaritmo do salário-hora real do indivíduo *i* que tinha vínculo ativo no estado ou no município do Rio de Janeiro em 2009 na *cross-section* observada no período *t* (Y_{it} , onde $t = 2000, 2001, \dots, 2008$).

As variáveis independentes foram formadas pelas *dummies* de migração, se o trabalhador teve vínculo em outra unidade da federação ou não no ano *t* (M_{it} , 1 se migrante; 0 se não-migrante), pelo vetor de características sócio-econômicas observáveis (X_{it}), pelo vetor de interação migração e as respectivas regiões dos vínculos anteriores dos trabalhadores migrantes ($M_{it}R_{it}$); onde α é a constante, β , δ , θ e λ indicam os vetores de coeficientes associados, a é a variável explicativa que descreve a heterogeneidade individual (efeito fixo) e ε é o termo de erro aleatório.

O vetor de características sócio-econômicas observáveis (X_{it}) inclui variáveis de controle individuais e do emprego (experiência, experiência ao quadrado e as *dummies* de gênero, faixa etária, grau de instrução, setor, ocupação). As *dummies* de ano foram representadas pela variável *anos*.

O vetor das interações regionais funciona como *dummies* de migração para cada região, que dependem da amostra analisada. Estas *dummies* relacionam os trabalhadores migrantes com as regiões em que os mesmos tiveram vínculos ativos. A inclusão de todos esses controles visou captar alguma variação sistemática nas oportunidades de rendimentos entre os trabalhadores migrantes e não migrantes e entre os grupos de trabalhadores migrantes de acordo com a localização dos seus vínculos.

De acordo com Angrist e Krueger (1999), a forma ideal de medir os ganhos ou perdas na decisão de migrar é por meio de um experimento contrafactual. Segundo Menezes-Filho (2001, 2002), esse experimento consistiria na obtenção de dados dos rendimentos dos trabalhadores migrantes em dois contextos diferentes sob um mesmo período de tempo: os salários auferidos após a migração e os salários caso o trabalhador não tivesse migrado. Com os dados salariais nesses dois momentos distintos, o experimento contrafactual poderia associar de maneira causal os diferenciais de rendimentos por meio de um simples teste de médias.

No entanto, mesmo se existisse a informação dos rendimentos dos trabalhadores migrantes se não tivessem migrado, o teste de médias resolveria apenas parte da nossa investigação. Para avaliar o desempenho dos migrantes seria preciso observar também o tipo de seleção do migrante.

Os trabalhadores migrantes tendem a ser um grupo selecionado, seja positivamente seja negativamente, em relação aos trabalhadores não-migrantes. Desse modo, qualquer estimativa da composição do diferencial salarial, mesmo utilizando controles de variáveis observáveis, como características pessoais ou do emprego, resultaria, possivelmente, em estimadores tendenciosos.

Ao estimar a equação (1) por MQO, teríamos estimadores viesados, pois os controles observáveis não incorporariam todas as características do indivíduo, sobretudo as intangíveis ou inatas, tais como aptidão, habilidade, destreza, motivação, pró-atividade e empreendedorismo, que poderiam influenciar as diferenças salariais entre trabalhadores migrantes e não-migrantes e sobretudo na seleção, ou melhor, decisão de migrar ou não migrar.

Uma possível forma de tentar minimizar este problema é incluir uma variável explicativa de efeito fixo (a_i), a qual representa as características individuais não-observadas dos trabalhadores (heterogeneidade não-observada) que são constantes no tempo, por hipótese. Alguns estudos com base na RAIS-MIGRA, conforme descrito na seção 2, usam esta metodologia¹³. Com a disponibilidade de dados em painel,¹⁴ a estimação da equação (1) é feita por meio da utilização do método de efeitos fixos individuais no painel de microdados (cf. Freguglia, 2007).

Nesse sentido, a fim de manter o efeito causal, a hipótese identificadora do modelo exigiu que:

$$(2) \quad E(\varepsilon_i | a_i, X_i, M_i, R_i) = 0$$

Essa hipótese de identificação simboliza que toda a correlação entre X_i , M_i , R_i e ε_i é captada por uma variável explicativa, a_i , que não varia ao longo do tempo. Dito de outra forma, “a hipótese de identificação é de que a migração depende apenas das características não observadas que não mudam ao longo do tempo” (Freguglia *et al.*, 2007).

4.2. ESPECIFICAÇÕES ECONOMÉTRICAS

As estimações realizadas foram variações da equação (1) apresentada na seção 4.1. Para ambas amostras, iniciamos a investigação econométrica a partir da equação de rendimentos que considera o logaritmo do salário-hora real médio do ano como variável dependente (Y_{it}). Como variáveis independentes incluímos a *dummy* “Migrante” (M_{it}), as interações entre ser migrante e a região do vínculo caso o trabalhador seja migrante no ano t , e as *dummies* dos anos.

A primeira estimativa dos ganhos ou das perdas salariais dos migrantes em relação aos não-migrantes não inclui controles por características dos trabalhadores e tampouco as variáveis regionais, que identificam o local do antigo vínculo dos trabalhadores migrantes. O objetivo é comparar os resultados estimados pelos dois métodos mais utilizados pela literatura de migração, o método de mínimos quadrados agrupados (MQO) e o método de efeitos fixos (EF), estimando uma regressão do tipo:

$$(4) \quad Y_{it} = \alpha + \beta_t M_{it} + \lambda_{anos_t} + a_i + \varepsilon_{it}$$

¹³Quando lidamos com este tipo de problema temos três opções básicas de acordo com Wooldridge (2010): “(1) podemos ignorar o problema e sofrer as consequências de estimadores viesados e inconsistentes; (2) podemos tentar encontrar e usar uma variável *proxy* adequada da variável não observada (e infelizmente variáveis *proxy* adequadas nem sempre estão disponíveis); ou (3) podemos presumir que a variável omitida não se altera ao longo do tempo e utilizar o método de efeitos fixos.” A terceira opção parece a mais adequada, tendo em vista que é um método que reconhece a presença de viés de variável omitida e temos dados em painel para estimar os efeitos de variáveis independentes que variam no tempo.

¹⁴“Um conjunto de dados em painel (ou longitudinal) consiste em uma série temporal para *cada* registro do corte transversal de dados (uma amostra de indivíduos em um determinado ponto no tempo) do conjunto de dados. (...) A característica essencial dos dados em painel que os distingue dos dados de corte transversal agrupado é que as *mesmas* unidades do corte transversal (indivíduos, neste caso) são acompanhadas ao longo de um determinado período (Wooldridge, 2010).

Em seguida, as variáveis regionais são incluídas no intuito de identificar os ganhos ou as perdas salariais dos migrantes em relação aos não-migrantes, de acordo com a região dos seus antigos vínculos, utilizando o método de EF.

$$(5) \quad Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \theta M_{it} R_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$$

Por fim, realizamos a estimação com a inclusão das variáveis de controle por características pessoais e do emprego, mas somente para o caso geral, ser migrante ou não-migrante. O objetivo desta estimação é verificar se as magnitudes das perdas salariais foram reduzidas com a inclusão de controles adicionais, conforme previstos nos estudos empíricos que também utilizam a RAIS-MIGRA/MTE e o método de EF.

$$(6) \quad Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \delta X_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$$

Não estimamos a equação (6) para todas as interações porque o coeficiente da *dummy* “migrante” é o único cujo valor que se altera mais expressivamente. A estimação da equação (6) foi feita para alguns casos referenciados no texto e disponibilizados nos anexos. A tabela 5 mostra as especificações realizadas cujos resultados estimados são apresentados na seção 5.

Tabela 5 | Especificações econométricas.

Amostra estadual					
Tabela	Modelo (coluna)	Variáveis de controle	Interação migrante	Método de estimação	Equação
6	MQO	não	não	Mínimos quadrados ordinários agrupado	$Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$
	EF_0	não	não	Efeitos fixos	$Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$
	EF_1	não	estado de São Paulo	Efeitos fixos	$Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \theta_1 M_{it} * SP_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$
	EF_2	não	estados agrupados em regiões naturais do Brasil	Efeitos fixos	$Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \theta_2 M_{it} * SE_{it} + \theta_3 M_{it} * NE_{it} + \theta_4 M_{it} * N_{it} + \theta_5 M_{it} * CO_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$
7	EF_individual	características individuais do trabalhador	não	Efeitos fixos	$Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \delta_1 masculino_{it} + \delta_2 experiência_{it} + \delta_3 experiência^2_{it} + \delta_4 faixaetária_{it} + \delta_5 graudeinstrução_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$
	EFOcupacional	características do emprego do trabalhador	não	Efeitos fixos	$Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \delta_6 ocupação_{it} + \delta_7 setor_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$
	EF_todos	características individuais e do emprego do trabalhador	não	Efeitos fixos	$Y_{it} = \alpha + \beta M_{it} + \delta_1 masculino_{it} + \delta_2 experiência_{it} + \delta_3 experiência^2_{it} + \delta_4 faixaetária_{it} + \delta_5 graudeinstrução_{it} + \delta_6 ocupação_{it} + \delta_7 setor_{it} + \lambda anos_t + a_i + \varepsilon_{it}$
Amostra municipal					
Tabela	Modelo (coluna)	Variáveis de controle	Interação M	Método de estimação	Equação

	MQO	não	não	Mínimos quadrados ordinários agrupado	$Y_{it}=\alpha+\beta M_{it}+\lambda anos_t+a_i+\varepsilon_{it}$
	EF_0	não	não	Efeitos fixos	$Y_{it}=\alpha+\beta M_{it}+\lambda anos_t+a_i+\varepsilon_{it}$
	EF_1	não	municípios do estado do Rio de Janeiro (exceto capital) e municípios do estado de São Paulo	Efeitos fixos	$Y_{it}=\alpha+\beta M_{it}+\theta_1 M_{it} * ERJ_{it}+\theta_2 M_{it} * ESP_{it}+\lambda anos_t+a_i+\varepsilon_{it}$
8	EF_2	não	municípios do estado de São Paulo e municípios agrupados em regiões naturais do Brasil	Efeitos fixos	$Y_{it}=\alpha+\beta M_{it}+\theta_2 M_{it} * SP_{it}+\theta_3 M_{it} * SE_{it}+\theta_4 M_{it} * NE_{it}+\theta_5 M_{it} * N_{it}+\theta_6 M_{it} * CO_{it}+\lambda anos_t+a_i+\varepsilon_{it}$
	EF_3	não	municípios do estado de São Paulo e municípios agrupados em regiões do estado do Rio de Janeiro (exceto capital)	Efeitos fixos	$Y_{it}=\alpha+\beta M_{it}+\theta_1 M_{it} * SP_{it}+\theta M_{it} * dummies_regiõesERJ+\lambda anos_t+a_i+\varepsilon_{it}$
	EF_individual	características individuais do trabalhador	não	Efeitos fixos	$Y_{it}=\alpha+\beta M_{it}+\delta_1 masculino_{it}+\delta_2 experiência_{it}+\delta_3 experiência_{it}^2+\delta_4 faixaetária_{it}+\delta_5 graudeinstrução_{it}+\lambda anos_t+a_i+\varepsilon_{it}$
9	EF_ocupacional	características do emprego do trabalhador	não	Efeitos fixos	$Y_{it}=\alpha+\beta M_{it}+\delta_6 ocupação_{it}+\delta_7 setor_{it}+\lambda anos_t+a_i+\varepsilon_{it}$
	EF_todos	características individuais e do emprego do trabalhador	Não	Efeitos fixos	$Y_{it}=\alpha+\beta M_{it}+\delta_1 masculino_{it}+\delta_2 experiência_{it}+\delta_3 experiência_{it}^2+\delta_4 faixaetária_{it}+\delta_5 graudeinstrução_{it}+\delta_6 ocupação_{it}+\delta_7 setor_{it}+\lambda anos_t+a_i+\varepsilon_{it}$

Fonte: Elaboração própria.

5. RESULTADOS

5.1. AMOSTRA ESTADUAL

O principal resultado obtido é o do coeficiente estimado para Migrante, que define a variação do salário-horário do trabalhador migrante nos vínculos fora do Rio de Janeiro em relação ao salário-horário do trabalhador não-migrante. Na especificação (4) pelo método de MQO agrupado (tabela 6, coluna MQO), os trabalhadores migrantes ganharam 8,9% superior ao auferido pelos trabalhadores não-migrantes.

Já o modelo EF_0 mostra que o trabalhador que experimentou migrar no período de 2000 a 2008 recebeu um salário-hora 7,5% inferior ao trabalhador que não migrou. Ou seja, ao controlarmos pela heterogeneidade não-observada dos trabalhadores, o coeficiente *migrante* muda de sinal indicando que há um viés de seleção não controlado na estimativa apresentada pelo modelo MQO. Isso nos indica que os trabalhadores que migram possuem características não-observadas que os distinguem dos trabalhadores não-migrantes, fazendo com que sejam pior remunerados.

Entrento, como pode ser visto pelo modelo EF_1, o trabalhador que teve vínculo ativo no estado de São Paulo (ESP), ganhou quase o mesmo patamar salário-horário que o trabalhador não-migrante. Ou seja, o trabalhador do ERJ, mas que esteve empregado em pelo um dos anos de 2000 a 2008 no ESP, possui características não-observáveis que o diferenciam dos trabalhadores migrantes das demais regiões. Vale destacar que há um leve efeito positivo (de 0,1% no resultado líquido do salário-hora de ser migrante do ESP) que indica que os trabalhadores do ERJ, mas tiveram vínculos no ESP, são positivamente selecionados.

Tabela 6 | Resultados da estimação sem controles por mínimos quadrados ordinários e pelo método de efeito fixos. Amostra estadual. Variável Independente: Logaritmo do salário-hora.

Variável	MQO	EF_0	EF_1	EF_2
<i>Migrante</i>	0,089*** (0,02)	-0,075*** (0,00)	-0,135*** (0,01)	-0,086*** (0,01)
<i>Migrante*São Paulo</i>			0,136*** (0,01)	
<i>Migrante*Sudeste</i>				0,040** (0,01)
<i>Migrante*Nordeste</i>				-0,106*** (0,02)
<i>Migrante*Norte</i>				-0,04 (0,03)
<i>Migrante*Centro-Oeste</i>				0,02 (0,02)
<i>Dummies de ano</i> ⁽¹⁾	sim	sim	sim	sim
Constante	1,844*** (0,01)	1,714*** (0,00)	1,715*** (0,00)	1,715*** (0,00)
Nº de observações	386.338	386.338	386.338	386.338
Nº de indivíduos	85.565	85.565	85.565	85.565
R ²	0,154	0,703	0,703	0,703
DP (a_i) sigma_u		0,85	0,85	0,85
DP (ε_{it}) sigma_e		0,30	0,30	0,30

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE nos anos de 2000 a 2008.

Nota: *Significativo ao nível de 5%. **Significativo ao nível de 1%. ***Significativo ao nível de 0,1%.⁽¹⁾ Os coeficientes para as *dummies* de cada ano estão disponíveis no anexo IV.

⁽²⁾ Referência do modelo EF_2: Migrante*Sul.

⁽³⁾ O teste de Breusch-Pagan, que verifica a existência de efeitos não-observáveis, rejeitou a hipótese nula da ausência de efeitos específicos, para os modelos MQO (e EF_0), EF_1 e EF_2.

O teste de Hausman, de correlação entre os regressores e os efeitos não-observáveis, rejeitou a hipótese nula de que os estimadores de EA é eficiente em relação aos estimadores de EF. Isto indica que o melhor método a ser utilizado é o de efeitos fixos, para os modelos EF_0, EF_1 e EF_2.

Quando analisamos os efeitos diferenciados por regiões naturais, o modelo EF_2, observamos que apenas as *dummies* do Nordeste e do Sudeste são significativas, respectivamente, ao nível de 0,1% e de 1%. Comparativamente aos trabalhadores não-migrantes, observamos que tanto os migrantes do Sudeste quanto os migrantes do Nordeste ganharam menos do que os não-migrantes, 4,6% e 19,2% a menos, respectivamente.

A tabela 7 apresenta os resultados das estimativas da equação (6). Conforme previsto pela literatura de migração ao adicionar características individuais e do emprego reduz-se o

impacto negativo na variação salarial da decisão de migrar. O rendimento salário-hora, que é 7,5% inferior para trabalhadores que tiveram vínculos fora do ERJ no modelo inicial sem controles, diminuiu de magnitude quando consideramos todos os controles passando para 6,1%. Essa queda da magnitude da perda salarial indica que os controles, as características observáveis e (por conta do método de efeitos fixos) as características não-observáveis dos trabalhadores, são valorizadas no mercado de trabalho formal do estado do Rio de Janeiro.

A literatura do mercado de trabalho prevê que trabalhadores das faixas etárias mais maduras tenderiam a ganhar mais, em termos de remuneração, do que os trabalhadores mais jovens. No entanto vemos que os trabalhadores do ERJ de 25 a 39 anos de idade (e não os de 40 a 64 anos de idade) é que se destacaram neste aspecto. Esse fenômeno pode estar ocorrendo, muito provavelmente, por conta do aumento da escolaridade média no Brasil alcançado, sobretudo, por essas faixas etárias.

Como era de se esperar, os maiores ganhos são dos trabalhadores com o ensino superior completo, com rendimentos 27,1% superiores aos dos trabalhadores analfabetos. Para os trabalhadores com ensino superior incompleto, este diferencial de rendimento foi de 14,3% enquanto que para os trabalhadores com ensino médio completo o diferencial foi de 4,0%. Embora os demais resultados sejam não significativos, a estimação aponta que os trabalhadores analfabetos do ERJ ganharam cerca de 1% a 2% mais do que os trabalhadores cuja escolaridade estava entre a segunda etapa do fundamental incompleto (do 6º ao 8º ano) e o ensino médio incompleto.

Todas as *dummies* ocupacionais são estatisticamente significativas e negativas em relação às ocupações científicas, artísticas e técnicas. Apenas a *dummy* de trabalhadores legislativos, executivos, judiciários, funcionários públicos e diretores apresenta coeficiente positivo. Já, as *dummies* setoriais só não foram estatisticamente significativas para os setores da indústria de transformação e outros, sendo que extrativa tem maior ganho salarial e agropecuário e comércio tem maiores perdas salariais.

Tabela 7 | Resultado da estimação pelo método de efeitos fixos com inclusão de controles. Amostra estadual. Variável Independente: Logaritmo do salário-horário.

Variável	EF_individual	EF_ocupacional	EF_todos
Migrante	-0,067*** (0,00)	-0,067*** (0,00)	-0,061*** (0,00)
Masculino	(excluída - efeito fixo)		(excluída - efeito fixo)
Experiência	0,020*** (0,00)		0,020*** (0,00)
Experiência ²	-0,000*** (0,00)		-0,000*** (0,00)
Faixa Etária			
18 a 24 anos	(excluída)		
25 a 29 anos	0,126*** (0,00)		0,118*** (0,00)
30 a 39 anos	0,159*** (0,00)		0,147*** (0,00)
40 a 49 anos	0,121*** (0,01)		0,112*** (0,01)
50 a 64 anos	0,080*** (0,01)		0,074*** (0,01)
Grau de Instrução			

<i>Analfabeto</i>	(excluída)	
<i>1a etapa fundamental incompleto</i>	0,021 (0,01)	0,018 (0,01)
<i>1a etapa fundamental</i>	0,013 (0,01)	0,010 (0,01)
<i>2a etapa fundamental incompleto</i>	0,000 (0,01)	-0,001 (0,01)
<i>Fundamental</i>	-0,020 (0,01)	-0,019 (0,01)
<i>Ensino médio incompleto</i>	-0,010 (0,01)	-0,007 (0,01)
<i>Ensino médio</i>	0,044*** (0,01)	0,040** (0,01)
<i>Superior incompleto</i>	0,156*** (0,01)	0,143*** (0,01)
<i>Superior completo</i>	0,302*** (0,01)	0,271*** (0,01)
Ocupação		
<i>1, Científica/Técnica/Artística</i>	(excluída)	(excluída)
<i>2, Leg./Exec./Jud./Func.públ./Dir.</i>	0,010** (0,00)	0,011** (0,00)
<i>3, Administrativa</i>	-0,116*** (0,00)	-0,098*** (0,00)
<i>4, Comércio/Serviços</i>	-0,164*** (0,00)	-0,140*** (0,00)
<i>5, Agropecuária, flora e pesca</i>	-0,202*** (0,01)	-0,188*** (0,01)
<i>6, Prod,ind./Oper, máq./Cond,veic,</i>	-0,096*** (0,00)	-0,075*** (0,00)
Setor		
<i>Administração pública</i>	(excluída)	(excluída)
<i>Agropecuária</i>	-0,136*** (0,02)	-0,129*** (0,02)
<i>Comércio</i>	-0,134*** (0,01)	-0,111*** (0,01)
<i>Construção civil</i>	-0,008 (0,01)	0,014* (0,01)
<i>Extrativa mineral</i>	0,332*** (0,01)	0,349*** (0,01)
<i>Indústria de transformação</i>	-0,004 (0,01)	0,008 (0,01)
<i>Outros</i>	0,110 (0,09)	-0,030 (0,09)
<i>Serv, industriais de util, pública</i>	0,064*** (0,01)	0,068*** (0,01)

<i>Serviços</i>		-0,047***	-0,031***
		(0,00)	(0,00)
constante	1,500***	1,862***	1,630***
	(0,01)	(0,00)	(0,01)
Nº de observações	386.338	386.338	386.338
Nº de indivíduos	85.565	85.565	85.565
R ²	0,712	0,71	0,718
DP (a_i) sigma_u	0,75	0,8	0,72
DP (ϵ_{it}) sigma_e	0,3	0,3	0,29

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE nos anos de 2000 a 2008.

Nota: *significativo ao nível de 5%. **significativo ao nível de 1%. ***significativo ao nível de 0,1%.

⁽¹⁾ Referências das características individuais: gênero feminino; faixa etária de 18 a 24 anos; grau de instrução analfabeto. Referências das características do emprego: ocupação científica, técnica e artística e setor da administração pública.

⁽²⁾ O teste de Breusch-Pagan, que verifica a existência de efeitos não-observáveis, rejeitou a hipótese nula da ausência de efeitos específicos, para os modelos EF_individual, EF_ocupacional e EF_todos.

O teste de Hausman, de correlação entre os regressores e os efeitos não-observáveis, rejeitou a hipótese nula de que os estimadores de EA é eficiente em relação aos estimadores de EF. Isto indica que o melhor método a ser utilizado é o de efeitos fixos, para os modelos EF_individual, EF_ocupacional e EF_todos.

5.2. AMOSTRA MUNICIPAL

O principal resultado obtido é o do coeficiente estimado de *Migrante_mun*, que reflete a diferença entre o salário hora do trabalhador migrante (vínculos formais fora da cidade do Rio de Janeiro) e o salário hora do trabalhador da cidade do Rio de Janeiro. Estimando a equação (4) pelo método de MQO agrupado (tabela 8, coluna MQO), encontramos que os trabalhadores migrantes ganharam 24,4% a menos do que os trabalhadores não-migrantes da cidade do Rio de Janeiro, conforme já apontado na análise descritiva. Ou seja, o trabalhador da cidade do Rio de Janeiro em 2009, que no período de 2000 a 2008 trabalhou em pelo menos outro município, teve perda salarial no vínculo fora do Rio quando comparado com um trabalhador que permaneceu na cidade no mesmo período.

Pelo método de efeitos fixos (modelo EF_0), o coeficiente da *dummy Migrante_mun* permanece negativo, contudo inferior ao encontrado pelo método MQO. O trabalhador migrante ganha 9,4% a menos que o não migrante da cidade do Rio. A heterogeneidade individual controlada na estimação de efeitos fixos pode ter recompensado de alguma forma os trabalhadores migrantes comparativamente aos não migrantes, reduzindo o diferencial salarial negativo.

Quando estimamos a equação (5), constatamos, conforme esperado, que o local de destino do trabalhador no período de 2000 a 2008 afeta o diferencial salarial entre migrantes e não migrantes.

Pelo modelo EF_1, os resultados revelam que os trabalhadores migrantes ganham menos que os não migrantes, contudo, este efeito é reduzido quando a migração ocorre para municípios de dentro do Estado do Rio de Janeiro. O diferencial entre trabalhadores migrantes do Estado do Rio e trabalhadores não migrantes foi de 8%, menor que 9,4% (estimação EF_0).

Os trabalhadores migrantes que tinham vínculos ativos em outras cidades que não do ERJ ou do ESP, ganhavam, por sua vez, 10,5% a menos do que os trabalhadores não migrantes da cidade do Rio de Janeiro.

Já os trabalhadores que tinham vínculos em algum município do ESP ganhavam 12,5% a mais do que os migrantes em outros municípios de fora do ERJ. E ainda, desconsiderando o

salário-horário dos vínculos em municípios do ERJ, os migrantes no ESP ganharam 2% a mais do que os trabalhadores com vínculos na cidade do Rio.¹⁵

Este modelo nos aponta também que os trabalhadores quando ocupados em vínculos em municípios do ERJ (exceto capital) ganharam 10% menos do que os trabalhadores quando ocupados no ESP.

Nesta interpretação, desconsiderando os rendimentos em vínculos que estavam localizados em municípios do ESP, os migrantes do ERJ ganharam 2,5% a mais do que os demais migrantes em outras cidades do país e 8,0% a menos do que os trabalhadores na cidade do Rio de Janeiro. Este modelo deixa claro que não apenas o desempenho salarial de migrantes no ESP como também o desempenho salarial de migrantes no ERJ amenizam a variação salário-hora da decisão de migrar.

Quando incluímos as *interações* das regiões naturais e mantemos a que identifica a migração para dentro do Estado de São Paulo (modelo EF_2), observamos que o coeficiente *Migrante mun* permanece com o mesmo valor estimado do modelo anterior (-0,104). Um trabalhador migrante da região Sul (região de referência) ganhava 10,4% a menos que o não migrante.

Os coeficientes das outras *dummies* de interação regionais significativos¹⁶ foram todos negativos, mostrando que os trabalhadores migrantes, independente da região onde o vínculo anterior estivesse localizado, tinham salário-hora inferior aos trabalhadores não migrantes. O diferencial negativo, em relação ao não migrante, foi maior para o migrante da região Norte (6,9%) e da região Sudeste (5,3%), exclusive São Paulo. Já o trabalhador migrante da região Nordeste ganhava 4,6% que o não migrante.

O coeficiente da interação da *dummy* de migrante com ESP foi positivo e igual a 0,15, indicando, portanto, que o trabalhador migrante do ESP ganhava mais que o trabalhador não migrante. Este resultado segue o já encontrado no modelo anterior EF_1.

O último modelo (EF_3) mantém a interação do ESP e incorpora as interações entre a *dummy* de ser ou não migrante com as *dummies* regionais do ERJ. Logo, a categoria de referência é formada por todos trabalhadores que migraram para municípios fora do ERJ ou do ESP. O valor do coeficiente de *Migrante mun* se altera mais nitidamente em comparação aos modelos anteriores (para -0,13 ou -13%). Assim, os migrantes em outros municípios fora do ERJ e fora do ESP auferiram 13,0% menos do que os trabalhadores na cidade do Rio no mesmo período, entre os anos de 2000 a 2008.

Dentre os resultados estatisticamente significativos, o fato dos trabalhadores migrantes terem trabalhado em estabelecimentos das regiões da Baixada Fluminense, Centro Sul e Norte Fluminense, rendeu ganhos salariais positivos comparativamente aos migrantes em outros municípios do país excluindo o ESP (de 3,4%, 4,6% e 11,1%). Por outro lado, os trabalhadores migrantes do Noroeste Fluminense e da região Serrana II permaneceram com o diferencial salário-hora negativo em relação aos demais migrantes do país exceto os do ESP, de -10,7% e -5,8%, respectivamente.

Vale destacar que, independente da região do ERJ, os trabalhadores migrantes ainda permaneceram tendo um diferencial salarial negativo em relação aos não migrantes. Nenhum dos coeficientes positivos encontrados para as regiões do ERJ foi grande o suficiente para

¹⁵ Cabe destacar que 52% dos migrantes que tiveram vínculos em municípios do ESP, tiveram vínculos mais precisamente na cidade de São Paulo entre os anos de 2000 e 2008. Rodando o modelo EF_2 para o caso específico dos migrantes da capital paulista (primeira coluna da tabela do anexo X), o resultado é significativo ao nível de 0,1%, cujo valor do coeficiente para *Migrante mun* é de -0,104 e o coeficiente para o migrante da cidade de São Paulo é de 0,115. Isso sugere que os migrantes quando estavam na cidade de São Paulo ganharam mais do que a média de migrantes de todos os municípios do ESP. A estimação do modelo EF_2 para os migrantes da cidade de São Paulo indica que os migrantes na capital paulista ganharam 1,1% a mais do que os não-migrantes na cidade do Rio de Janeiro.

¹⁶ O coeficiente da interação da *dummy* de migrante com a região Centro – Oeste foi positiva mas não significativa.

reverter o efeito negativo sobre o salário hora de ser migrante comparativamente ao trabalhador da cidade do Rio.

Este último modelo reafirma o sucesso em termos de rendimentos dos migrantes do ESP em relação aos migrantes de outras localidades. O valor do coeficiente da variável de interação *Migrante mun ESP* foi de 0,124. Este valor não supera, mas é bastante próximo ao coeficiente encontrado para a variável *Migrante mun*, de -0,130. Assim, os migrantes de cidades do ESP ganharam um pouco menos (0,6%) do que os não migrantes.

Passando para a análise do desempenho do salário-hora dos trabalhadores após a inclusão das variáveis de controles, vemos que o coeficiente de *Migrante mun* fica ligeiramente menos negativo em magnitude (passa de -0,094, modelo EF_0 da tabela 8, para -0,084, modelo EF_todos da tabela 9).

Considerando todos os controles na estimação do salário-hora (equação (6)), os trabalhadores em vínculos fora da cidade do Rio de Janeiro ganharam 8,4% a menos do que os trabalhadores que não migraram.

Os efeitos das características de controle incluídas seguem o esperado. Resumimos abaixo os principais resultados:

- Um ano a mais de experiência aumenta o salário-hora dos trabalhadores em cerca de 2,2%.
- Os trabalhadores na faixa etária dos 30 a 39 anos de idade recebem 16,4% a mais do que os trabalhadores jovens, entre 18 a 24 anos, e cerca de 3,6% a mais do que os trabalhadores na faixa etária dos 25 a 29 anos de idade e também dos trabalhadores de 40 a 49 anos de idade.
- O trabalhador com o ensino superior completo obteve um salário-hora 22,8% superior ao trabalhador analfabeto e um salário-hora 14,3% superior àquele que não concluiu o ensino superior.
- As categorias ocupacionais destacadas remuneraram menos do que a ocupação de referência, as atividades científicas, técnicas e artísticas.
- Ter trabalhado na indústria de transformação, entre 2000 e 2008, significou rendimentos 1,6% inferiores ao da administração pública. O mesmo acontece para os setores de agropecuária (-16,4%), comércio (-13,3%) e serviços (-3,3%). Por outro lado, o coeficiente foi positivo para trabalhadores do setor extrativa mineral (18,5%), dos serviços industriais de utilidade pública (6,2%) e da construção civil (2,1%).

Tabela 8 | Resultado da estimação pelo método de mínimos quadrados agrupados e pelo método de efeitos fixos sem inclusão de controles. Variável Independente: Logaritmo do salário-hora.

Variável	MQO	EF_0	EF_1	EF_2	EF_3
Migrante mun	-0,244*** (0,01)	-0,094*** (0,00)	-0,105*** (0,00)	-0,104*** (0,00)	-0,130*** (0,01)
Migrante mun*ERJ			0,025** (0,01)		
Migrante mun*ESP			0,125*** (0,01)	0,150*** (0,01)	0,124*** (0,01)
Migrante mun*Sudeste				-0,053*** (0,01)	
Migrante mun*Nordeste				-0,046*** (0,01)	
Migrante mun*Norte				-0,069* (0,03)	
Migrante mun*Centro Oeste				0,019 (0,02)	
Migrante mun*Baixada Fluminense					0,034*** (0,01)
Migrante mun*Baixada Litorânea					-0,019 (0,03)
Migrante mun*Centro Sul					0,046* (0,02)
Migrante mun*Leste Fluminense					0,007 (0,01)
Migrante mun*Médio Paraíba					0,022 (0,01)
Migrante mun*Noroeste Fluminense					-0,107* (0,05)
Migrante mun*Norte Fluminense					0,111*** (0,02)
Migrante mun*Região Serrana I					-0,050 (0,03)
Migrante mun*Região Serrana II					-0,001 (0,02)
<i>Dummies de ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	2,035*** (0,01)	1,882*** (0,00)	1,857*** (0,01)	1,883*** (0,00)	1,882*** (0,00)
Nº de observações	229.154	229.154	229.154	229.154	229.154
Nº de indivíduos	50.987	50.987	50.987	50.987	50.987
R ²	0,143	0,694	0,695	0,695	0,695
DP (a _i) sigma_u		0,90	0,90	0,90	0,90
DP (ε _{it}) sigma_e		0,30	0,30	0,30	0,30

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE nos anos de 2000 a 2008.

Nota: *Significativo ao nível de 5%. **Significativo ao nível de 1%. ***Significativo ao nível de 0,1%.

(1) O teste de Breusch-Pagan, que verifica a existência de efeitos não-observáveis, rejeitou a hipótese nula da ausência de efeitos específicos. O teste de Hausman, de correlação entre os regressores e os efeitos não-observáveis, rejeitou a hipótese nula de que os estimadores de EA é eficiente em relação aos estimadores de EF. Isto indica que o melhor método a ser utilizado é o de efeitos fixos, para os modelos EF_0 e EF_1. Para as demais especificações, o teste de Hausman não convergiu de forma que não avaliamos a adequação do modelo de EF face ao modelo de EA.

Tabela 9 | Resultado da estimação pelo método de efeitos fixos com a inclusão de controles. Variável Independente: Logaritmo do salário-hora

Variável	EF_individual	EF_ocupacional	EF_todos
Migrante mun	-0,086*** (0,00)	-0,091*** (0,00)	-0,084*** (0,00)
<i>Dummies de ano</i>	sim	sim	sim
Masculino	(excluída – efeito fixo)		(excluída – efeito fixo)
Experiência	0,022*** (0,00)		0,022*** (0,00)
Experiência ²	-0,001*** (0,00)		-0,001*** (0,00)
Faixa Etária			
<i>18 a 24 anos</i>	(excluída)		(excluída)
<i>25 a 29 anos</i>	0,135*** (0,00)		0,126*** (0,00)
<i>30 a 39 anos</i>	0,176*** (0,01)		0,164*** (0,01)
<i>40 a 49 anos</i>	0,137*** (0,01)		0,127*** (0,01)
<i>50 a 64 anos</i>	0,096*** (0,01)		0,089*** (0,01)
Grau de Instrução			
<i>Analfabeto</i>	(excluída)		(excluída)
<i>1a etapa fundamental incompleto</i>	0,003 (0,02)		0,001 (0,02)
<i>1a etapa fundamental completo</i>	-0,037* (0,02)		-0,035* (0,02)
<i>2a etapa fundam ental incompleto</i>	-0,038* (0,02)		-0,035* (0,02)
<i>Fundamental completo</i>	-0,065*** (0,02)		-0,058*** (0,02)
<i>Ensino médio incompleto</i>	-0,073*** (0,02)		-0,064*** (0,02)
<i>Ensino médio</i>	-0,010 (0,02)		-0,005 (0,02)
<i>Superior incompleto</i>	0,091*** (0,02)		0,085*** (0,02)
<i>Superior completo</i>	0,253*** (0,02)		0,228*** (0,02)
Ocupação			
<i>1, Científica/Técnica/Artística</i>		(excluída)	(excluída)
<i>2, Leg./Exec./Jud./Func.públ./Dir.</i>		-0,014** (0,00)	-0,012** (0,00)
<i>3, Administrativa</i>		-0,126*** (0,00)	-0,106*** (0,00)
<i>4, Comércio/Serviços</i>		-0,171***	-0,146***

		(0,00)	(0,00)
5, <i>Agropecuária, flora e pesca</i>		-0,149*** (0,03)	-0,137*** (0,03)
6, <i>Prod.ind./Oper. máq./Cond.veíc.</i>		-0,122*** (0,00)	-0,100*** (0,00)
Setor de Atividade			
<i>Administração pública</i>		(excluída)	(excluída)
<i>Agropecuária</i>		-0,171*** (0,03)	-0,164*** (0,03)
<i>Comércio</i>		-0,155*** (0,01)	-0,133*** (0,01)
<i>Construção civil</i>		0,006 (0,01)	0,021* (0,01)
<i>Extrativa mineral</i>		0,168*** (0,01)	0,185*** (0,01)
<i>Indústria de transformação</i>		-0,021** (0,01)	-0,016* (0,01)
<i>Outros</i>		-0,824*** (0,16)	-0,989*** (0,15)
<i>Serviços industriais de utilidade pública</i>		0,066*** (0,02)	0,062*** (0,02)
<i>Serviços</i>		-0,049*** (0,01)	-0,033*** (0,01)
Constante	1,675*** (0,02)	2,043*** (0,01)	1,815*** (0,02)
Nº de observação	229.154	229.154	229.154
Nº de indivíduos	50.987	50.987	50.987
R ²	0,705	0,700	0,710
DP (a_i) sigma_u	0,78	0,85	0,75
DP (ε_i) sigma_e	0,30	0,30	0,30

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS- Migra /MTE.

Nota: *Significativo ao nível de 5%. **Significativo ao nível de 1%. ***Significativo ao nível de 0,1%.

(1) Referências das características individuais: gênero feminino; faixa etária de 18 a 24 anos; grau de instrução analfabeto. Referências das características do emprego: ocupação científica, técnica e artística e setor da administração pública.

(2) O teste de Breusch-Pagan, que verifica a existência de efeitos não-observáveis, rejeitou a hipótese nula da ausência de efeitos específicos, para os modelos EF_individual, EF_ocupacional e EF_todos. O teste de Hausman, de correlação entre os regressores e os efeitos não-observáveis, rejeitou a hipótese nula de que os estimadores de EA é eficiente em relação aos estimadores de EF. Isto indica que o melhor método a ser utilizado é o de efeitos fixos, para os modelos EF_individual, EF_ocupacional e EF_todos.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

No que diz respeito ao diferencial salarial entre os vínculos dentro e fora da região de referência, assim como no trabalho para o estado de São Paulo (Freguglia, 2007), este estudo mostra que os trabalhadores migrantes da **cidade e do Estado do Rio de Janeiro** sofrem perdas salariais na decisão de migrar.

O trabalhador migrante do Estado do Rio de Janeiro teve um salário-hora 7,5% inferior ao trabalhador que não migrou. Já o trabalhador (migrante) da cidade do Rio de Janeiro em

2009, que no período de 2000 a 2008 trabalhou em outro município, teve perda salarial no vínculo fora do Rio quando comparado com um trabalhador que permaneceu na cidade no mesmo período. Pelo método de efeitos fixos, o coeficiente do salário-hora permanece negativo (-0,094 ou -9,4%) mas com menor magnitude do que no modelo MQO.

Nas várias especificações realizadas, encontramos que este diferencial do salário-hora entre trabalhadores migrantes e não migrantes varia conforme a localização do vínculo no período de 2000 a 2008. Os resultados apontam que os trabalhadores migrantes ganham menos que os não migrantes, contudo, este efeito é reforçado quando a migração ocorre para municípios de dentro do Estado do Rio de Janeiro e para regiões tais como Norte e Nordeste. Esse desempenho salarial negativo para os migrantes do ERJ em relação aos demais migrantes deve-se à contaminação do efeito salarial dos migrantes quando trabalharam em municípios do estado do São Paulo (ESP).

A análise das duas amostras estadual e municipal também trouxe evidências de que o trabalhador que migra para cidades do ESP estão relativamente melhores que trabalhadores que migram para outras regiões do país, inclusive para o ERJ.

A inclusão das características pessoais e do emprego do trabalhador na determinação dos rendimentos pelo método de efeitos fixos diminui a magnitude do diferencial salarial entre migrantes e não-migrantes. Após considerarmos as características observáveis e não-observáveis dos trabalhadores, os migrantes da cidade do Rio de Janeiro ganhavam 8,4% a menos em outras unidades da federação do que os trabalhadores que não migraram. Já para a amostra estadual, este coeficiente foi reduzido para 0,061.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALQUÉRES, J. L. A evolução do ambiente de negócios no Rio de Janeiro. In: URANI, A; GIAMBIAGI, F (org). *Rio: A Hora da Virada*. Rio de Janeiro, 2011.
- BAENINGER, R. A nova configuração urbana no Brasil: desaceleração metropolitana e redistribuição da população. In: *Encontro Nacional de Estudos Populacionais, X, 1996, Caxambu*. Anais do X Encontro Nacional de Estudos Populacionais - ABEP, vol. 2, p. 729-772, 1998.
- BOEHM T.P; HERZOG H. W., Jr; SCHLOTTMAN, A. M. Intra-Urban Mobility, Migration and Tenure Choice. *The Review of Economics and Statistics*, v. 73, n. 1, 1991.
- BORJAS, G. J. Assimilation, changes in cohort quality, and the earnings of immigrants. *Journal of Labor Economics*, Chicago, v. 3, n. 4, p. 463-489, 1985.
- _____. Self-Selection and the Earnings of Immigrants. *American Economic Review*, n.77, p.531-553, 1987.
- _____. Economics of Migration. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Section n.3.4, Article n. 38, 2000.
- _____. The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market. *The Quarterly Journal of Economics*, v., p. 1335-1374, 2003.
- BRASIL, Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Disponível em: http://www.mte.gov.br/PDET/o_pdet/reg_admin/rais/apres_rais.asp. Acessado em: 26/04/2012.
- BRASIL, Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). *Base de Dados RAIS-MIGRA (23/12/2011)*. Disponível em: http://www.mte.gov.br/pdet/o_pdet/reg_admin/rais/demonst_rais.asp. Acessado em: 26/04/2012.
- BRASIL, Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). RAIS-MIGRA: Modelos Painel e Vínculo – Orientações para uso, 2004.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconomics using stata*. Cap. 8. Stata Press, 2009.
- CARRUTH, A. *et al.* Inter-Industry wage differences and individual heterogeneity. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.Oxford, v.66, n.5, 2004.
- CHISWICK, B. R. The effect of Americanization on the earning of foreign-born men. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 86, p.897-921, 1978.
- CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D. Fatores que determinam o nível salarial no setor formal brasileiro. In: *Corseuil, C. H. et al. (orgs.),Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

- 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. Acessado em maio de 2012.
- FERRAZ, L.; GIAMBIAGI, F. Uma Rio-Disney: pensando no pós-2016. In: URANI, A; GIAMBIAGI, F (org). *Rio: A Hora da Virada*. Rio de Janeiro, 2011.
- FIESS, N.M.; VERNER, D. *Migration and Human Capital in Brazil during 1990's*. World Banking Policy Research Working Paper 3093.2003.
- FREGUGLIA, R. *Efeitos da migração sobre os salários no Brasil*. Tese de Doutorado em Economia. Universidade de São Paulo – USP, 2007. Disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-26012008-094208/pt-br.php>. Acessado em 30/09/2010.
- FREGUGLIA, R.; MENEZES-FILHO, N.; SOUZA, D. B. Diferenciais Salariais Inter-regionais, Interindustriais e Efeitos Fixos Individuais: Uma análise a partir de Minas Gerais. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v.37, n. 1, p. 129-150, 2007.
- FREGUGLIA, R.; PROCÓPIO, T.S. Efeitos da mudança de emprego e da migração inter-estadual sobre os salários no Brasil formal: evidências a partir de dados em painel. In: *XXXIX Encontro Nacional de Economia - ANPEC 2011*. Anais do XXXIX Encontro Nacional de Economia - ANPEC 2011. Foz do Iguaçu, 2011.
- GÓES, F. Os grandes eventos de 2011 a 2016 e seus legados para a cidade. In: URANI, A; GIAMBIAGI, F (org). *Rio: A Hora da Virada*. Rio de Janeiro, 2011.
- GONÇALVES, E.; MENDES, P. S.; FREGUGLIA, R. Condicionantes da mobilidade interfirma dos trabalhadores no Brasil: uma análise do período 1995-2002. In: *XXXIX Encontro Nacional de Economia - ANPEC 2011*. Anais do XXXIX Encontro Nacional de Economia - ANPEC 2011. Foz do Iguaçu, 2011.
- GONÇALVES, M. F.; MONTE, P. A. *Admissão por primeiro emprego e reemprego no mercado formal do Nordeste: Um estudo mesorregional*. Trabalho apresentado no XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais (ABEP), 2008.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). 2009. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2009/sintese_notas_tecnicas.pdf. Acessado em: 26/04/2012.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *IBGE divulga as estimativas populacionais dos municípios em 2009*. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_visualiza.php?id_noticia=1435&id_pagina=1. Acessado em: 26/04/2012.
- IPEA. Migração Interna no Brasil. *Comunicado IPEA n.61*, agosto 2010. Disponível em <http://www.ipea.gov.br>. Acessado em 12/02/2011.
- JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R.M. Migração Inter-Regional no Brasil: Evidências a partir de um Modelo Espacial. *Revista Economia*, Brasília, v.7, n. 1, p.163-187, 2006.
- MENDES, P.S. *Mobilidade interfirmas e inter-regional de trabalhadores no Brasil formal: composição e determinantes*. 2009. Tese de Mestrado em Economia Aplicada. Universidade Federal de Juiz de Fora. Disponível em: <http://www.ufjf.br/poseconomia/dissertacoes/ano2009/2009-004-mobilidade-interfirmas-e-inter-regional-de-trabalhadores-no-brasil-formal-composicao-e-determinantes>. Acessado em 30/08/2011.
- MINCER, J. *Schooling, experience and earning*. New York: National Bureau for Economic Research, 1974.
- PONTE, J.; MACHADO, D.. Diferenciais de Salários no Brasil: 1998 e 2008. In: *Anais do XXIII Encontro da Associação Brasileira de Estudos do Trabalho*, 2011.
- QUEIROZ, G.; ZAIA, C. Cabo de guerra nos portos. *Revista Isto é dinheiro*. Edição 754 de 16/03/2012. Disponível em: http://www.istoedinheiro.com.br/noticias/79753_CABO+DE+GUERRA+NOS+PORTOS. Acessado em 20/04/2012.
- RAMOS, C. A., ARAÚJO, H. Fluxos Migratórios, Desemprego e Diferenciais de Renda. *Texto Para Discussão n. 657*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1999.
- RIBEIRO, E. P; BASTOS, V. M. Viés de Seleção, Retornos à Educação e Migração no Brasil. In: *XXVI Encontro Brasileiro de Econometria*, 2004.
- ROBACK, Jennifer. “Wages, Rents, and the Quality of Life,” *Journal of Political Economy*.p.1257-1278, 1982.
- SAHOTA, G. S. Na economic analysis of internal migration in Brazil. *Journal of Political Economy*, Supplement 70, n.5, p. 80-93, 1962.
- SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, Seleção e Diferenças Regionais de Renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico (ppe)*, v. 35, n. 3, 2005.
- SANTOS JÚNIOR, E. et al. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. *Anais da ANPEC 2003*, Porto Seguro, BA, 2003.
- SANTOS, C. *Migração e Distribuição Regional de Renda no Brasil*. 2006. Tese (Mestrado ou Doutorado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, 2006. Disponível em:

http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/1732/043202009_Dissertacao_Cezar_Augusto_Santos.pdf?sequence=1. Acessado em 30/01/2012.

- SAVEDOFF, W. D. Os diferenciais regionais de salários no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, v. 20, n.3, p.521-556, IPEA, 1990.
- SILVA, S. *Expansão Cafeteira e Origens da Indústria no Brasil*. Ed: Alfa Omega. São Paulo, 1976, p.50.
- SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy*, Supplement 70, n. 5, p. 80-93, 1962.
- SCHMIDT FILHO, R.; MONTE, P.A.; MICELI, M. Um estudo comparativo das disparidades salariais entre os migrante nordestinos e os nativos paulistas no mercado de trabalho de São Paulo. *Revista de Economia*. Editora UFPR, v.35, n. 1 (ano 33), p.31-52, 2009.
- SCHWARTZ, A. Migration, age and education. *Journal of Political Economy*, 1976.
- VILLELA, A. V.; SUZIGAN, W. Política do Governo e Crescimento da Economia Brasileira: 1889-1945. *Monografia nº 10. IPEA/INPES*. Rio de Janeiro, 1975.
- YAP, L. Internal Migration and Economic Development in Brazil. *Quartely Journal of Economics*, v. 90, n.1, p.119-137, 1976. http://cienciaecultura.bvs.br/scielo.php?pid=S0009-67252012000400021&script=sci_arttext

