

DIFERENCIAIS SALARIAIS E FLUXOS MIGRATÓRIOS DOS TRABALHADORES FORMAIS NO ESTADO DO RIO DE JANEIRO: UMA ANÁLISE A PARTIR DE DADOS EM PAINEL

Jully Nascimento Ponte¹

Danielle Carusi Machado²

Valéria Pero³

RESUMO

Este artigo analisa os diferenciais salariais entre os trabalhadores do estado do Rio de Janeiro empregados em 2009 que tiveram vínculos em outras unidades da federação entre 2000 e 2008 – os migrantes – e aqueles que permaneceram no Estado – os não migrantes. 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 ganhavam, em média, menos do que os não-migrantes: 6,9% inferior na estimação sem controles e 5,5% menos na estimação com todas as características observáveis dos trabalhadores. No entanto, esse resultado não se confirma para todos os trabalhadores migrantes do Rio. O trabalhador migrante que teve vínculo no estado de São Paulo entre 2000 e 2008 ganhava mais do que os trabalhadores não-migrantes no mesmo período, formando um grupo positivamente selecionado.

Palavras chave: Diferencial salarial, Migração interestadual, Efeitos fixos.

ABSTRACT

This article analyzes the wage differentials between workers of the state of Rio de Janeiro in 2009 employees who have worked in other states between 2000 and 2008 - the migrants - and those who remained in the state - non-migrants. Based on panel data from RAIS-MIGRA/MTE, we applied the fixed effects model to estimate the wage gap between migrants and non-migrants. The results show that migrants earned on average less than non-immigrants: 6.9% lower in the estimation without controls and 5.5% less in the estimation with all the observable characteristics of workers. However, this result is not confirmed for all migrant workers in Rio. The migrant worker who had worked in the state of São Paulo between 2000 and 2008 earned more than non-migrant workers in the same period, forming a positively selected group.

Key words: Wage differentials, Interstate migration, Fixed effects.

Área 12 - Economia do Trabalho

JEL : J01, J31, J61

¹ Aluna do Mestrado em Economia 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.

² Professora Adjunta da Faculdade de Economia da UFF e pesquisadora do CEDE/UFF. E-mail: dani_carusi@hotmail.com.

³ Professora Associada do Instituto de Economia da UFRJ. E-mail: valuciapero@gmail.com.

DIFERENCIAIS SALARIAIS E FLUXOS MIGRATÓRIOS DOS TRABALHADORES FORMAIS NO ESTADO DO RIO DE JANEIRO: UMA ANÁLISE A PARTIR DE DADOS EM PAINEL

INTRODUÇÃO

O Brasil está passando por mudanças no comportamento dos fluxos migratórios nas últimas décadas com, por exemplo, maior retenção de população na região Nordeste, menor atratividade do estado de São Paulo, maior fluxo para as cidades médias do interior, dentre outras. Estudo recente 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 sua 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.

De fato, o Brasil ainda apresenta significativos fluxos de trabalhadores, como mostra Ribeiro e Bastos (2004).⁴ O migrante pode sofrer perdas ou ganhos salariais e esta variação salarial pode decorrer da própria mudança de estado, já que diferentes estados apresentam diferentes remunerações e o prêmio salarial de migração para alguns estados é maior do que para outros, como apresentado por Corseuil e Santos (2002). Pelos dados da RAIS (MTE) para os anos de 1996 e 1998, os trabalhadores migrantes do setor formal do estado de São Paulo provenientes da região Nordeste, exceto Pernambuco, mais o Espírito Santo tiveram ganhos de 10% nos rendimentos, os trabalhadores da região Sul e de Pernambuco tiveram ganhos abaixo dos 7%.

Embora esteja crescendo nos últimos anos a nível nacional, não há estudos de painéis para a movimentação de trabalhadores no mercado de trabalho fluminense. Grande parte dos estudos cuja base de dados é longitudinal (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 e da indústria pode ser explicada pela heterogeneidade individual não observada capturada na estimação de efeitos fixos. Assim, buscamos contribuir para o tema sugerindo uma avaliação do fenômeno em tela, a partir desses estudos e de outros, para o caso do Estado 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 do estado do Rio de Janeiro em 2009. O objetivo desta análise é identificar a existência desse diferencial e observar se o trabalhador migrante do estado do Rio de Janeiro é uma seleção negativa 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 do Rio de Janeiro. Na seção 3 analisamos os resultados do modelo econométrico e, por fim, apresentamos as principais conclusões.

⁴ Entretanto, os autores consideram a existência do fenômeno relacionado a uma alta capacidade de realocação de recursos da economia, fator que pode gerar insegurança para os trabalhadores, pela redução do tempo de permanência em um emprego ou perda de bem estar por custos de ajustamento e de oportunidade.

1. REVISÃO DA LITERATURA

1.1. 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 e a migração seria uma forma de recompensar o investimento em capital humano.

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*), atualização profissional, composição ocupacional, habilidade e experiência, 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 salários.

Mas as 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, a utilidade do trabalhador seria 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 migrantes, 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 nos indivíduos que afetam na 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.

1.2. ALGUNS 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 aponta também que entre os anos de 2002 a 2007 a migração Sudeste para Nordeste foi bastante diferenciada onde o saldo no fluxo de migrante foi positivo superior para região Nordeste, embora este saldo seja reduzido em relação ao montante do saldo dos anos anteriores, que foi positivo 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 sua 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.

De fato, o Brasil ainda apresenta significativos fluxos de trabalhadores, como mostra Ribeiro e Bastos (2004).⁵ O migrante pode sofrer perdas ou ganhos salariais e esta variação salarial pode decorrer da própria mudança de estado, já que diferentes estados apresentam diferentes remunerações e o prêmio salarial de migração para alguns estados é maior do que para outros, como apresentado por Corseuil e Santos (2002). Pelos dados da RAIS (MTE) para os anos de 1996 e 1998, os autores encontram que trabalhadores migrantes do setor formal do estado de São Paulo provenientes da região Nordeste, exceto Pernambuco, mais o Espírito Santo tiveram ganhos de 10% nos rendimentos, e os trabalhadores da região Sul e de Pernambuco tiveram ganhos abaixo dos 7%.

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 pode ser atribuída a 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

⁵ Entretanto, os autores consideram a existência do fenômeno relacionado a uma alta capacidade de realocação de recursos da economia, fator que pode gerar insegurança para os trabalhadores, pela redução do tempo de permanência em um emprego ou perda de bem estar por custos de ajustamento e de oportunidade.

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 Estado do Rio de Janeiro será analisada sempre de forma comparativa em relação às condições do não-migrante com foco nos diferenciais salariais dos trabalhadores.

2. PRELIMINARES EMPÍRICOS

2.1. BASE DE DADOS

Para a análise da migração dos trabalhadores formais para o Estado do Rio de Janeiro será usada uma base de dados proveniente 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), durante o período de 10 anos (2000-2009), onde 2009 é 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).

A RAIS é um registro administrativo de periodicidade anual e de natureza censitária, pois o registro é obrigatório a todos os estabelecimentos formais (privados ou públicos), mesmo para aqueles que não apresentam movimentação de trabalhadores. Seus objetivos centrais são garantir o cumprimento das normas legais por parte das firmas, oferecer subsídios para o controle de estatísticas do mercado de trabalho formal e fornecer informações às entidades governamentais sociais, tanto no acompanhamento como na caracterização deste mercado. Sua abrangência geográfica permite a identificação do município, e a diversidade no nível ocupacional e setorial e cobre cerca de 97% do universo do mercado de trabalho formal de todo o território nacional⁶ (MTE, 2012).

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”⁷. 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, utilizaremos a base da RAIS-MIGRA-Painel.

2.2. DEFINIÇÃO DO UNIVERSO DE ANÁLISE

Como dito anteriormente, para este estudo, a base de referência é o ano de 2009. O corte de indivíduos com vínculos ativos em 2009 no ERJ, que tinham vínculos ativos em pelo menos um dos anos de 2000 a 2008, totalizou 5.589.841 trabalhadores. O trabalhador migrante é empregado formal no Rio de Janeiro em 2009 que possuiu vínculo ativo entre 2000 a 2008 em estabelecimentos localizados em outra unidade da federação que não o Estado do Rio de Janeiro. Cabe destacar que a migração não considera o local de nascimento do trabalhador, pois esta informação não consta na RAIS. O trabalhador não-migrante é o empregado formal em 2009 que teve vínculo ativo em estabelecimentos do Rio de Janeiro entre 2000 e 2008.

Devido ao volume de informações do banco de dados, foi selecionada uma amostra aleatória de 2% dos trabalhadores com vínculos ativos no ERJ, representando 111.797 empregados formais, ou seja 1.117.970 variáveis na amostra. Além disto, fizemos alguns ajustes na base, tendo em vista a possibilidade de erros ou omissões na declaração dos estabelecimentos.⁸

Primeiramente, consideramos apenas os indivíduos que obtinham vínculos ativos em pelo menos um dos anos de 2000 a 2008, com remuneração não-nula no ano⁹, e horas contratuais diferentes de zero. Deste modo, temos pelo menos uma informação retroativa dos trabalhadores. O painel formado é não-balanceado. Como analisamos os fluxos migratórios, a localidade do trabalhador é de fundamental importância e a inexistência desta informação invalida a análise. Nesse sentido, optamos também por eliminar as observações cuja unidade da federação é ignorada. Optamos também por eliminar 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 optamos pela retirada dos indivíduos seguindo o que é usualmente feito por estudos que utilizam desta mesma base de dados

⁶ 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. À critério de comparação, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE), para o ano de 2009, entrevistou quase 400 mil pessoas, que, representam 0,21% do universo populacional do país⁶. No entanto, a PNAD, por ser uma pesquisa de caráter domiciliar, também capta o mercado de trabalho informal, desempregados e os inativos. Esses totais não são registrados pela RAIS, cujo informante é o empregador formal. Na PNAD, o informante é o morador do domicílio.

⁷ “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)

⁸ Ocorrem mais frequentemente em municípios menores ou em setores como agricultura, administração pública e a construção civil.

⁹ Procurou-se seguir o padrão adotado na literatura, que usa a renda não-nula dos trabalhadores. (Borjas (1985), Chiswick (1978), Carruth *et al*(2004)).

(Freguglia, 2007; Mendes, 2009; Freguglia e Procópio, 2011; Gonçalves *et al*, 2011). Se estes indivíduos não fossem excluídos teríamos que admitir algumas hipóteses arbitrárias e imputar valores nos quesitos que apresentaram algum problema.

As incompatibilidades identificadas neste estudo foram nas variáveis de gênero e nacionalidade¹⁰ 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. Optamos, assim, por eliminar informações que contivessem problemas de incompatibilidade com estas variáveis. Seguindo a literatura de migração do trabalho, selecionamos apenas indivíduos em idade adulta, ou seja, que tinham 18 a 64 anos de idade. A Tabela 1 apresenta todos os filtros realizados e mostra que após o tratamento, a amostra totalizou 396.228 variáveis para 39.623 empregados formais.

Tabela 1 | Descrição dos filtros realizados na amostra estadual.

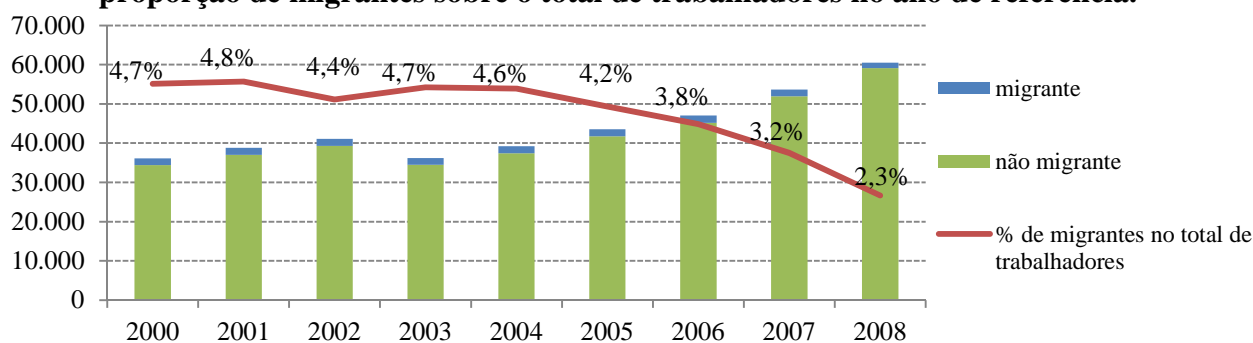
Filtros	Descrição dos filtros	Amostra Estadual
Nenhum		1.117.970
Vínculo ativo = não		312.408
Variáveis de controle ignoradas	Unidade da federação ignorada	47
	Município RJ ignorado	43
	Faixa etária ignorada	4.366
	Grau de instrução ignorado	2.571
	Gênero ignorado	0
	Nacionalidade ignorado	14
	Setor ignorado	260
	Grupo ocupacional ignorado	124.706
Variáveis de controle nulas	Remuneração média nula	10.440
	horas contratuais nula	15.436
Incompatibilidades		172.485
Indivíduos em idade adulta	10 a 14	35
	15 a 17	2.752
	65 ou mais	5.868
Ano de referência	Ano de 2009	70.311
Quantidade de observações da amostra		396.228

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

2.3. ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

Como ilustra o gráfico 1, o número de trabalhadores no mercado de trabalho formal do Estado do Rio de Janeiro aumentou enquanto a proporção de migrantes nos anos mais recentes diminuiu.

Gráfico 1 | Quantidade de trabalhadores migrantes e não-migrantes da amostra estadual e proporção de migrantes sobre o total de trabalhadores no ano de referência.



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

¹⁰ 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.

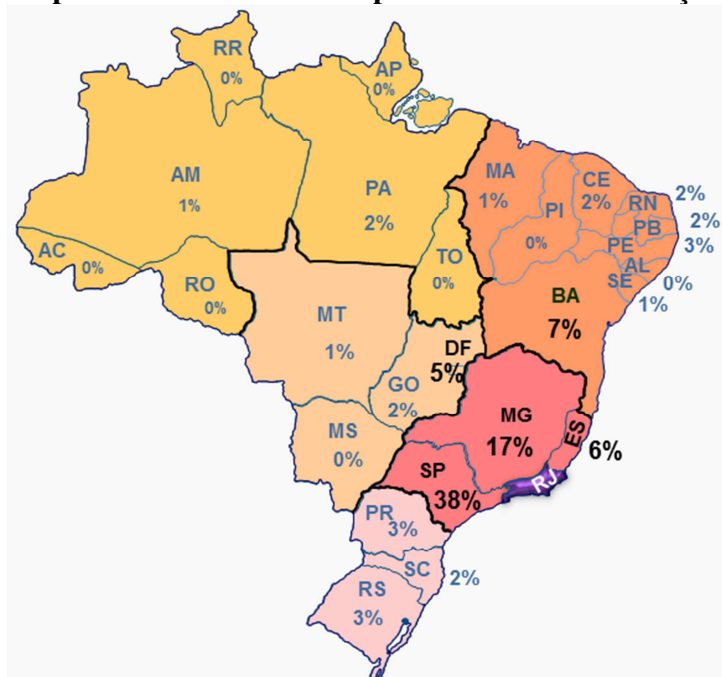
Como estamos observando dados amostrais, iremos trabalhar com dados relativos. Do total de trabalhadores com vínculos ativos em 2009 no Estado do Rio de Janeiro, os trabalhadores migrantes representam 3,9% em média. Sendo que a média de trabalhadores migrantes que tinham vínculos ativos em outro estado em pelo menos um dos anos entre 2000 a 2004, chega ao percentual de 4,6%.

No entanto, a proporção de trabalhadores com vínculos ativos em 2009 no Rio de Janeiro, mas que entre 2005 a 2008 estavam ocupados em diferentes estados que não o Rio de Janeiro foi se reduzindo gradativamente. No último ano de análise, 2008 ¹¹, dos trabalhadores com vínculos ativos no ano de 2009 no Estado do Rio de Janeiro, os migrantes representavam apenas 2,3% ¹². Isto indica que grande parte dos migrantes do trabalho com vínculos ativos no estado do Rio de Janeiro, em 2009, possuíam vínculos em outras unidades da federação, sobretudo, 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 Paulo ¹³. Em Minas Gerais e no Espírito Santo estes percentuais foram de 17% e 6%, respectivamente. A Bahia e o Distrito Federal também aparecem como destaque em frequência da localização dos vínculos anteriores da mão-de-obra migrante no período, com participação de 7% e 5%, respectivamente.

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



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

Em relação ao diferencial salarial médio entre migrantes e não-migrantes, a tabela 2, os trabalhadores migrantes possuem, na média do período de 2000 a 2008, salários mais altos e maior variabilidade salarial (desvio padrão maior). Novamente, não serão considerados os dados do ano de 2009, o ano de referência, pois todos os trabalhadores são enquadrados como não-migrantes.

¹¹ Não há registro de migrantes em 2009 justamente por ser o ano de referência.

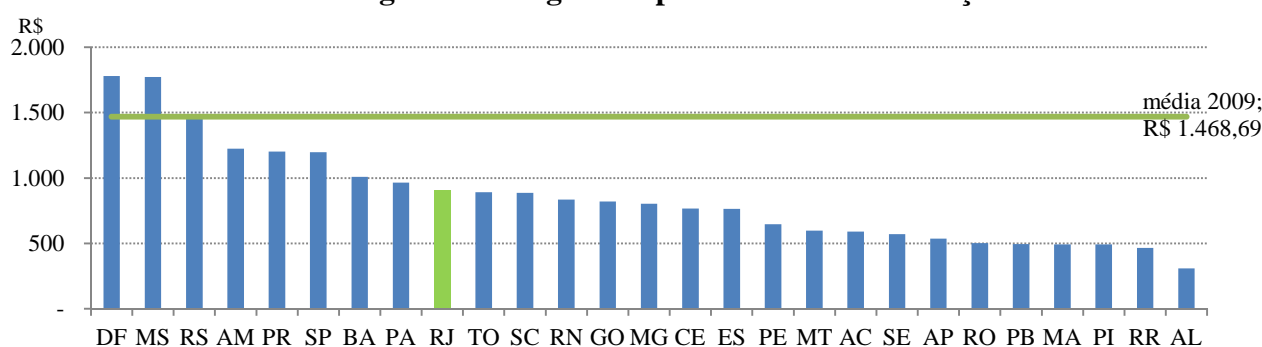
¹² Em termos absolutos, a amostra com 396.242 vínculos constatou um fluxo de migrantes em torno de 1,8 mil ao ano. Em 2008, apenas 1,4 mil se enquadraram na categoria de trabalhadores migrantes (2,3% dos 60.540 vínculos do ano).

¹³ Este percentual foi calculado a partir da razão entre a frequência de vínculos em uma unidade da federação diferente do estado do Rio de Janeiro entre os anos de 2000 a 2008 e o somatório de todos os vínculos no mesmo período em todas as 25 unidades da federação mais o Distrito Federal, exceto o Estado do Rio de Janeiro, multiplicados por 100. Por exemplo, 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%.

O salário médio dos trabalhadores não-migrantes do ERJ (R\$ 902,11), ou seja, que entre os anos de 2000 a 2008 só tiveram vínculos no ERJ, está indicado pela barra RJ no gráfico 2. As demais barras do gráfico 2 representam a média salarial dos trabalhadores que tinham vínculos ativos em outros estados no período de 2000 a 2008, sendo portanto, classificados como migrantes.

Trabalhadores migrantes das unidades da federação à direita de RJ possuem média salarial inferior a média dos ganhos auferidos pelos trabalhadores não migrantes, de. Estes estados são os 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, e que tiveram vínculos ativos em outros estados do país em algum dos anos de 2000 a 2008, foi a procura por maiores rendimentos salariais, os migrantes destas regiões durante os anos de 2000 a 2008 ganharam menos do que os não-migrantes.

Gráfico 2 | Rendimento real médio dos trabalhadores com vínculos ativos no estado do Rio de Janeiro em 2009, durante o período de 2000 a 2008, de não-migrantes e migrantes por unidade da federação.



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

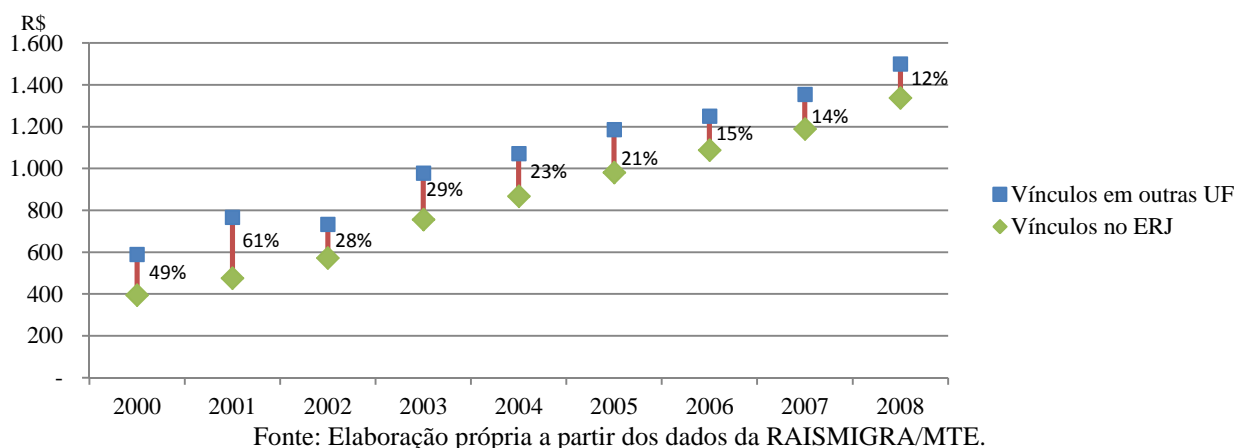
Analogamente, os trabalhadores migrantes com vínculos ativos no ERJ em 2009, que tinham vínculos ativos nos anos de 2000 a 2008 em estados à esquerda de RJ no gráfico, ganharam mais em termos de média salarial do que o total de trabalhadores no mesmo período. Dito de outra forma, os trabalhadores migrantes com vínculos ativos no ERJ em 2009, mas que tiveram vínculos entre 2000 a 2008 nos estados como São Paulo, Bahia e Distrito Federal, tiveram em média maior remuneração do que aqueles trabalhadores que sempre permaneceram no estado do Rio.

Nota-se que nestes estados onde os migrantes tiveram os maiores rendimentos, são os principais locais dos vínculos anteriores de trabalhadores migrantes do ERJ e onde esses migrantes parecem ser mais bem sucedidos em termos salariais do que os trabalhadores que permaneceram no ERJ em todo o painel. Nota-se ainda, que os trabalhadores migrantes do ERJ que tiveram vínculos no DF e no estado do MS, no período de 2000 a 2008, já auferiam salários reais superiores a média de todos os trabalhadores, migrantes e não-migrantes, ERJ no ano de 2009.

O diferencial médio, por ano, da renda auferida entre 2000 a 2008 dos trabalhadores do estado do Rio de Janeiro (ERJ) em 2009, migrantes e não migrantes, foi ilustrado pelo gráfico 3. Os vínculos dos trabalhadores migrantes do ERJ em 2009 que se localizaram fora do estado, por ano, pagaram salários médios maiores do que os vínculos de trabalhadores que estavam no ERJ no ano de referência. Os diferenciais de rendimento expressos, em termos percentuais, indicam o quanto que os valores médios pagos por vínculos em outra UF representam dos valores médios pagos por vínculos no ERJ no ano de referência. Nota-se que embora o diferencial permaneça ao longo do tempo, tende a diminuir.

Essa persistência no diferencial de salários entre os ganhos dos trabalhadores migrantes e não-migrantes do ERJ em 2009 pode nos indicar que os migrantes tendem a ser mais bem sucedidos em termos de remuneração, por conta características heterogêneas a dos não-migrantes que rendem maior retorno salarial, em média.

Gráfico 3 | Rendimento médio de trabalhadores com vínculos em outras unidades da federação e de vínculos do estado do Rio de Janeiro entre 2000 e 2008 e dos trabalhadores do estado do Rio de Janeiro em 2009.



De acordo com a tabela 4, os trabalhadores não-migrantes concentram-se nas faixas etárias mais velhas (cerca de 40% possuíam mais de 40 anos). Por outro lado, mais da metade (52%) dos trabalhadores migrantes possuíam menos de 29 anos, pertencendo às faixas etárias mais jovens.

A experiência do trabalhador foi medida pela duração em anos em que o mesmo permaneceu empregado no vínculo. Os trabalhadores migrantes possuem menos experiência no emprego do que os trabalhadores não-migrantes (3 anos *versus* 6 anos, respectivamente). Isso faz sentido, na medida em que os mais jovens, a maioria dos migrantes, são mais propensos a rodar no mercado de trabalho.

No que diz respeito ao grau de instrução, as distribuições de trabalhadores migrantes e não-migrantes só diferem significativamente nas categorias do ensino fundamental completo – onde os não-migrantes (18%) superam os migrantes (13%) em termos proporcionais—, mas, sobretudo, nos níveis do ensino médio completo, superior incompleto e superior completo. Note que enquanto 53% dos trabalhadores não-migrantes possuem ao menos o ensino médio completo, tem-se 61% dos trabalhadores migrantes com este grau de instrução. Assim, os trabalhadores não-migrantes estão em maior proporção entre os mais escolarizados.

Tabela 4 | Características individuais dos trabalhadores da amostra estadual.

Variável de controle	Não Migrantes		Migrantes		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Salário real (R\$)	902,11	1.522,29	1.037,22	1.823,25	907,43	1.535,49
Anos de Experiência	6	8	3	4	6	8
Sexo (masculino)	58%	49%	70%	46%	59%	49%
Faixa Etária						
18 a 24 anos	16%	37%	29%	46%	17%	37%
25 a 29 anos	16%	36%	23%	42%	16%	37%
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%
Nível Educacional						
Analfabeto	1%	8%	1%	10%	1%	8%
1a etapa fundamental incompleto	4%	19%	4%	20%	4%	19%
1a etapa fundamental	8%	28%	6%	24%	8%	27%
2a etapa fundamental incompleto	9%	29%	8%	28%	9%	29%
Fundamental	18%	38%	13%	33%	18%	38%
Ensino médio incompleto	7%	25%	6%	25%	7%	25%
Ensino médio	33%	47%	36%	48%	33%	47%
Superior incompleto	4%	20%	6%	24%	4%	20%
Superior	16%	37%	19%	39%	16%	37%
Quantidade de observações da amostra	380.610		15.618		396.228	

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

Segundo a tabela 5, na participação por setor entre os anos de 2000 e 2008 de cada um dos grupos de trabalhadores, os Serviços aparecem como os maiores empregadores. Cerca de 43% dos não-migrantes e 49% dos migrantes atuaram neste segmento, em média.

A administração pública foi o segundo setor em participação entre os vínculos de não-migrantes (20%) e a quarta em participação entre os vínculos dos migrantes (5%). Esta é a principal diferença entre os grupos em termos setoriais e pode nos indicar dois aspectos. O primeiro aspecto é que os trabalhadores não-migrantes do Rio de Janeiro tendem a se ocupar no setor da administração pública, que está muito associado ao senso comum de maior estabilidade no emprego. O outro aspecto é que os trabalhadores que tinham vínculos em outros estados no período de 2000 a 2008, tenderiam a estar atuando em estabelecimentos privados do mercado de trabalho, por conta da participação bastante reduzida no setor da administração pública e elevada nos serviços e na indústria.

A indústria é o segundo setor em participação nos vínculos dos trabalhadores migrantes (28%) e o quarto no caso dos trabalhadores não-migrantes (16%). Muito embora a participação da parcela de migrantes e não-migrantes na indústria de transformação seja bastante próxima (11% e 14%, respectivamente), a participação nas atividades da construção civil entre os trabalhadores migrantes (12%) foi bastante relevante em comparação à participação não-migrante (3%). Esta é a segunda principal diferença entre os grupos em termos setoriais. Os setores que mais ocuparam, em termos proporcionais, os trabalhadores migrantes são indústria e construção civil. No restante dos setores a participação de migrantes foi inferior.

Tabela 5 | Características ocupacionais dos trabalhadores da amostra estadual.

Variáveis de controle	Não Migrantes		Migrantes		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP
<i>Setor</i>						
Serviços	43%	49%	49%	50%	43%	49%
Indústria	16%	27%	28%	33%	16%	27%
de transformação	11%	32%	14%	35%	11%	32%
construção civil	3%	18%	12%	33%	4%	19%
extrativa mineral	1%	10%	1%	9%	1%	10%
Comércio	19%	39%	14%	35%	19%	39%
Administração pública	20%	40%	5%	23%	19%	39%
Serv. industriais de util. Pública	2%	13%	1%	10%	2%	13%
Agropecuária	1%	9%	2%	15%	1%	10%
Outros	0%	3%	0%	1%	0%	3%
<i>Ocupação*</i>						
1. Científica/Técnica/Artística	18%	39%	22%	41%	18%	39%
2. Leg./Exec./Jud./Func.públ./Dir.	5%	22%	5%	22%	5%	22%
3. Administrativa	27%	44%	23%	42%	27%	44%
4. Comércio/Serviços	28%	45%	22%	41%	28%	45%
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	380.610		15.618		396.228	

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

Nota: (*) As *dummies* de ocupação foram agregadas em seis categorias a partir da Classificação Brasileira de Ocupações(CBO) 1994, seguindo a agregação proposta por Freguglia (2007).

O comércio também teve uma participação significativa entre os trabalhadores do Rio de Janeiro com vínculos ativos em 2000 e 2008, ocupando 19% dos trabalhadores não-migrantes e 14% dos trabalhadores migrantes. Nos demais setores, a representatividade média dos trabalhadores, tanto migrantes quanto não migrantes esteve abaixo dos 2%, com destaque para a agropecuária (cerca de 1%).

No que tange à ocupação, nota-se que a proporção de trabalhadores não-migrantes nas atividades do comércio/serviços (27%) e administrativa (27%), segue a tendência setorial, já que os setores diretamente relacionados, serviços e administração pública absorviam mais neste período.

Já a participação ocupacional dos não-migrantes entre os anos de 2000 e 2008 concentrou-se na produção industrial, na operação de máquinas e na condução de veículos (26%). A indústria aparece com

a segunda maior participação setorial para este grupo de trabalhadores. A participação no setor industrial entre os migrantes é bastante superior quando comparada a participação não-migrante no mesmo setor.

Desta maneira, em termos ocupacionais, os migrantes tem maior participação em carreiras científicas, técnicas e artísticas e da produção industrial. Isto vai em direção do perfil mais escolarizado e setorial dos trabalhadores migrantes em relação aos trabalhadores não-migrantes.

Finalizando a distribuição de trabalhadores migrantes em termos ocupacionais, nota-se que entre 22% e 23% deles tiveram vínculos em ocupações administrativas e do comércio/serviços. Essas ocupações podem ser associadas diretamente aos setores de serviço e do comércio, que vimos terem participação significativa tanto de trabalhadores migrantes quanto de trabalhadores não-migrantes.

Por fim, a ocupação em atividades legislativa, executiva, judiciária, funcionários públicos e diretores registrou parcela semelhante de participação de trabalhadores migrantes e não-migrantes, de 5% em média. Já as atividades de agropecuária, florestal e pesca faziam parte de aproximadamente 3% dos vínculos dos trabalhadores do Rio de Janeiro que atuavam em outros estados entre 2000 a 2008, e cerca de 1% dos vínculos que permaneceram no Estado do Rio de Janeiro em todo o período.

3. MODELO ECONOMÉTRICO

Com a disponibilidade de dados em painel, é possível um tratamento mais efetivo do problema de viés de seleção do que nos estudos com dados de corte transversal agregados (Freguglia, 2007). Os estudos que lidam com a mesma base de dados utilizada nesta análise, que é longitudinal, e que se defrontam com a possibilidade de viés de seleção (ou de variável omitida ou heterogeneidade não-observada), utilizam o método de efeitos fixos individuais no painel de microdados.

Embora a literatura já nos indique como modelo de estimação adequado seja o método de efeitos fixos, também realizamos três testes de especificação para cada uma das estimações realizadas para ambas as amostras, estadual e municipal: a) o teste Breusch-Pagan (BP) para heterocedasticidade, b) o teste F para a significância geral de uma regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO), e c) o teste de Hausman, de determinação da especificação entre efeitos aleatórios (EA) ou efeitos fixos (EF). Todos os testes de especificação indicaram conclusões a favor do uso do método de efeitos fixos.

O modelo de efeitos fixos permite que regressores sejam endógenos e correlacionados com um componente invariante no tempo a_i . Em outras palavras, o estimador de efeitos fixos leva em conta uma correlação arbitrária entre o efeito não observado, a_i , e as variáveis explicativas (os controles observáveis) em qualquer período de tempo. Desta maneira, podemos estimar o efeito médio da migração sobre os salários e comparar os trabalhadores migrantes com os não-migrantes.

Contudo, apesar do método de efeitos fixos individuais controlar efetivamente para características individuais que não variam no tempo, o modelo não permite captar possíveis alterações em alguma das características dos trabalhadores que aconteceu no período da migração. Não obstante, essas mudanças só serão fontes significativas de viés nas estimativas se houver um padrão sistemático de ocorrências dessas alterações no período de análise, isto é, se essas mudanças forem endógenas ao fenômeno migração. No entanto, neste estudo consideramos que as possíveis mudanças em características dos trabalhadores migrantes ocorrem de forma exógena ou aleatória. Ou seja, essas alterações podem ocorrer para alguns dos trabalhadores, seja eles migrantes ou não-migrantes, e, no caso especial dos não-migrantes, não possui um padrão sistemático durante o período associado, necessariamente, ao fato de ter migrado.

A fim de analisar as trajetórias dos trabalhadores com vínculos ativos em 2009 no ERJ, utilizamos a forma funcional da regressão de rendimento do tipo minceriana, expandida por um conjunto de variáveis explicativas dos dados longitudinais da RAIS-MIGRA para o período de 2000 a 2008. Assim, foi possível acompanhar os rendimentos de cada trabalhador migrante no período anterior a migração, bem como os rendimentos de cada trabalhador que somente teve vínculos ativos no estado do Rio de Janeiro no período. A partir da equação (1) estimamos o impacto da migração sobre os salários, pela comparação de rendimentos dos trabalhadores migrantes com os rendimentos de trabalhadores não-migrantes.

$$Y_{it} = \alpha + \beta_i M_{it} + \delta_i X_{it} + \theta_i M_{it} R_{it} + a_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Serão estimadas quatro funções de rendimento, por meio da regressão onde a variável dependente é o logaritmo do salário-hora do indivíduo i com vínculo ativo no estado do Rio de Janeiro em 2009 no período t (Y_{it} , onde $t = 2000, 2001, \dots, 2008$). Utilizamos a variável salário-hora a fim de considerar as diferentes jornadas contratuais possíveis no mercado de trabalho formal.

As variáveis independentes são formadas pelas *dummies* de migração, se o trabalhador teve vínculo entre 2000 a 2008 em outra unidade da federação ou não (M_{it} , 1 se migrante; 0 se não-migrante), pelo vetor de características sócio-econômicas observáveis (X_{it}), pelo vetor de interação de migração e as respectivas regiões dos vínculos anteriores dos trabalhadores migrantes ($M_{it}R_{it}$); onde β , δ e θ indica os vetores de coeficientes associados, a é a variável explicativa de 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, tais como experiência, experiência ao quadrado e das variáveis *dummies* de gênero, faixa etária, grau de instrução, setor, ocupação e ano. As variáveis de controle individuais devem ser interpretadas como medidas do “capital humano”, apesar da forte correlação entre escolaridade e classe de renda (Savedoff (1990)). Já as variáveis de controle do emprego observam os setores e ocupações que apresentam maiores vantagens em termos salariais.

O vetor das interações regionais funciona como *dummies* de migração para cada região, que dependem da amostra analisada, e relacionam os trabalhadores migrantes com as regiões em que os mesmos tiveram vínculos ativos entre os anos de 2000 a 2008. A inclusão de todos esses controles visa 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 diferentes do estado/município do Rio de Janeiro.

No entanto, a relação de causalidade de (1) só é preservada se supormos a impossibilidade de correlação entre os termos de erro aleatório e as variáveis explicativas, expresso por:

$$E(\varepsilon_{it}|X_{it}) = 0, \quad E(\varepsilon_{it}|M_{it}) = 0 \text{ e } E(\varepsilon_{it}|M_{it}R_{it}) = 0 \quad (2)$$

Entretanto, o problema de endogeneidade pode ocorrer, gerando estimadores viesados e inconsistentes. A endogeneidade ocorre quando há presença de variável explicativa endógena, ou seja, de uma variável que é determinada pela mesma equação que descreve o sistema do estudo. Um exemplo disso é a existência de possível correlação entre as características não observáveis do trabalhador – motivação, adaptação, capacidade do trabalhador, criatividade, habilidade – e algumas das variáveis determinantes dos salários – como grau de instrução, ocupação, experiência e região dos vínculos anteriores. A correlação incapacita conhecer o efeito causal das variáveis.

Esse problema é citado pela literatura que faz uso dos dados longitudinais da RAISMIGRA por meio da possível existência do viés de seleção do trabalhador migrante, mencionado anteriormente. É a saída para o problema da endogeneidade apresentada pela metodologia é a inclusão de uma variável explicativa de efeito fixo (a_i), a qual representam as características individuais não-observadas dos trabalhadores (heterogeneidade não-observada) que são constante no tempo, por hipótese.

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

$$E(\varepsilon_i | a_i, X_i, M_i, R_i) = 0 \quad (3)$$

Essa hipótese de identificação simboliza que toda a correlação entre X_i , M_i , R_i e ε_i seja 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 é aleatória, ou seja, não se baseia em características não observadas que mudam ao longo do tempo” (Freguglia *et al.*, 2007).

A partir dessas especificações, é possível calcular as diferenças dos valores de cada variável do indivíduo i com relação aos valores médios, e assim o termo a_i ser eliminado, gerando estimativas consistentes e eficientes.

4. RESULTADOS

Na tabela 6, apresentamos os resultados para a amostra estadual (trabalhadores com vínculos ativos em 2009 no Estado do Rio de Janeiro) da estimação da equação (1), considerando o modelo padrão, sem controles, estimado por efeitos fixos e pelo método de mínimos quadrados ordinários, e as estimações por efeitos fixos que consideram como variáveis independentes as *dummies* de ano e as *dummies* regionais.

Tabela 6 | Resultado da Estimação sem controles por mínimos quadrados ordinários e pelo método de efeitos fixos. Painel não-Balanceado. Variável Independente: Logaritmo do salário-hora.

Variável	OLS	FE_0	FE_1	FE_2
<i>Migrante</i>	0,075*** (0,02)	-0,069*** (0,00)	-0,129*** (0,01)	-0,081*** (0,01)
<i>Migrante São Paulo</i>			0,136*** (0,01)	
<i>Migrante Sudeste</i>				0,042** (0,01)
<i>Migrante Nordeste</i>				-0,103*** (0,02)
<i>Migrante Norte</i>				-0,050 (0,03)
<i>Migrante Centro-Oeste</i>				0,015 (0,02)
2000	- -	- -	- -	- -
2001	0,176*** (0,00)	0,205*** (0,00)	0,205*** (0,00)	0,205*** (0,00)
2002	0,347*** (0,00)	0,400*** (0,00)	0,400*** (0,00)	0,400*** (0,00)
2003	0,634*** (0,00)	0,698*** (0,00)	0,698*** (0,00)	0,698*** (0,00)
2004	0,764*** (0,00)	0,861*** (0,00)	0,860*** (0,00)	0,860*** (0,00)
2005	0,883*** (0,00)	1,033*** (0,00)	1,033*** (0,00)	1,033*** (0,00)
2006	0,984*** (0,00)	1,171*** (0,00)	1,170*** (0,00)	1,170*** (0,00)
2007	1,084*** (0,00)	1,302*** (0,00)	1,302*** (0,00)	1,302*** (0,00)
2008	1,197*** (0,00)	1,475*** (0,00)	1,475*** (0,00)	1,475*** (0,00)
constante	1,834*** (0,00)	1,705*** (0,00)	1,706*** (0,00)	1,706*** (0,00)
N	396.228	396.228	396.228	396.228
<i>R-sqr</i>	0,156	0,699	0,700	0,700
<i>sigma_u</i>		0,85	0,85	0,85
<i>sigma_e</i>		0,30	0,30	0,30
<i>rho</i>		0,89	0,89	0,89

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

Nota: *Significativo ao nível de 5%. **Significativo ao nível de 1%. ***Significativo ao nível de 0,1%. Referência: ano 2000 e região Sul.

Na primeira coluna da tabela 6, de acordo com a estimação pelo método econométrico tradicional, o de mínimos quadrados ordinários (MQO) agrupado, os trabalhadores migrantes tem um salário-hora 7,5% superior ao auferido pelos trabalhadores não-migrantes. Este método não considera aspectos não

observados que poderiam influenciar a decisão de migrar e, igualmente, influenciar a aquisição de rendimentos por parte do trabalhador. Neste sentido, e como dispomos de uma base com painel de informações do trabalhador, optamos por fazer as estimações explorando este caráter longitudinal.

Da segunda a quarta colunas da tabela 6, estimamos a equação (1) considerando os efeitos fixos inserindo diferentes controles. Uma primeira observação é que em todas estimativas, o coeficiente *migrante*, que indica a diferença salarial entre migrantes e não migrantes, sempre foi significativo a 1% e negativo, ao contrário do encontrado na 1ª. coluna. Pelo método MQO, a diferença entre trabalhadores migrantes e não migrante parece ser superestimada.

A segunda coluna mostra que o salário-hora do trabalhador migrante foi 6,9% inferior ao do não-migrante. 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 na primeira coluna. Os trabalhadores migrantes possuem características não observadas que os distinguem dos trabalhadores não migrantes, fazendo com que sejam pior remunerados. Há indícios de que os trabalhadores migrantes teriam sido negativamente selecionados.

Como a análise descritiva estadual apontou, a maioria dos migrantes trabalhou em algum estado do Sudeste (SE), em particular no estado de São Paulo (ESP), no período de 2000 a 2008. Na terceira e quarta colunas (FE_1 e FE_2) da tabela 6, estimamos o efeito do trabalhador migrante nestas duas situações, ou seja, ter sido, em algum momento de 2000 a 2008, migrante de São Paulo ou migrante de outra região natural.

Como pode ser visto na terceira coluna, o trabalhador migrante de São Paulo ganha 13,6% a mais do que os demais migrantes e aproximadamente 1% a mais do que o trabalhador não migrante. Ou seja, o trabalhador que em 2009 estava no Estado do Rio de Janeiro e que em algum momento de 2000 a 2008 trabalhou no Estado de São Paulo, era mais bem remunerado¹⁴. Vale destacar que este efeito positivo para o trabalhador que teve vínculo em São Paulo, e que supera o efeito negativo do migrante total, é um indicativo que os trabalhadores do ESP que migram para o ERJ possam estar sendo positivamente selecionados.

Quando analisamos os efeitos diferenciados por regiões naturais, última coluna da tabela 6, observamos que apenas as *dummies* do Nordeste e do Sudeste são significativas a 1%. Os trabalhadores migrantes da região Sudeste ganham 4,2% a mais que os trabalhadores migrantes da região Sul (região de referência). Este resultado certamente está influenciado pela migração para o Estado de São Paulo. Já para os trabalhadores migrantes da região Nordeste temos que o salário-hora é 10,3% inferior aos trabalhadores migrantes do Sul. Comparativamente aos trabalhadores não migrantes, observamos que os migrantes do Sudeste e os migrantes do Nordeste ganham 4% e 18,4% a menos, respectivamente.

Partindo para a análise dos migrantes com controles individuais e do emprego (Tabela7), observamos que o coeficiente que informa o retorno salarial do migrante ainda é negativo, caindo ligeiramente em magnitude. Quando não há controle (FE_0), o trabalhador migrante ganhava 7% a menos, o que indica que os controles, as características observáveis e não-observáveis dos trabalhadores, são valorizadas no mercado de trabalho formal nacional.

A tabela 7 revela que conforme adicionamos características individuais e do emprego reduz-se o impacto negativo no retorno salarial da decisão de migrar. O salário que era 6,9% inferior ao dos não-migrantes sem considerar os controles (Tabela 7, modelo FE_ind) diminui de magnitude quando consideramos todos os controles e o retorno da decisão de migrar se torna 5,5% inferior ao do não-migrante.

Os trabalhadores com vínculos ativos no ERJ em 2009 do sexo masculino ganharam, em média, 3,1% a mais do que as mulheres no período de 2000 a 2008. Cada ano de experiência no vínculo empregatício garantiu um retorno salarial de 2%. Os trabalhadores na faixa etária de 30 a 39 anos obtiveram os maiores retornos salariais, cerca de 14,7% em relação aos trabalhadores de 18 a 24 anos, e 3,0% a mais do que os trabalhadores entre 25 a 30 anos, o segundo grupo etário em termos de retorno

¹⁴ Mesmo considerando todos os controles, características pessoais e do emprego, além da heterogeneidade não-observada, os migrantes do ESP foram os mais bem sucedidos em termos salariais no período de 2000 a 2008. Eles receberam, em média, 12,5% a mais do que os migrantes que tiveram vínculos nos demais estados do país e chegaram a ganhar 1,4% a mais do que os trabalhadores que só tiveram vínculos ativos em estabelecimentos do ERJ durante todo o período.

salarial. Isso faz sentido na medida em que os trabalhadores nas faixas etárias mais maduras detêm maior experiência do mercado de trabalho formal e muito provavelmente são os que auferem os maiores rendimentos. No caso dos trabalhadores migrantes, em particular, esses aspectos provavelmente também favorecem no cálculo dos ganhos e perdas da decisão de migrar.

Tabela 7 | Resultado da Estimação de efeitos fixos com inclusão de controles. Painel não-Balanceado. Variável Independente: Logaritmo do salário-hora.

Variável	OLS_all	FE_ind	FE_ocup	FE_all
Migrante	0,127*** (0,01)	-0,062*** (0,00)	-0,061*** (0,00)	-0,055*** (0,00)
2001	0,176*** (0,00)	0,196*** (0,00)	0,209*** (0,00)	0,200*** (0,00)
2002	0,329*** (0,00)	0,382*** (0,00)	0,403*** (0,00)	0,385*** (0,00)
2003	0,582*** (0,00)	0,671*** (0,00)	0,690*** (0,00)	0,665*** (0,00)
2004	0,699*** (0,00)	0,823*** (0,00)	0,851*** (0,00)	0,817*** (0,00)
2005	0,836*** (0,00)	0,989*** (0,00)	1,022*** (0,00)	0,981*** (0,00)
2006	0,915*** (0,00)	1,114*** (0,00)	1,156*** (0,00)	1,103*** (0,00)
2007	0,996*** (0,00)	1,233*** (0,00)	1,284*** (0,00)	1,220*** (0,00)
2008	1,127*** (0,00)	1,393*** (0,00)	1,459*** (0,00)	1,381*** (0,00)
Masculino	0,274*** (0,00)	0,032*** (0,01)		0,031*** (0,01)
Experiência	0,043*** (0,00)	0,020*** (0,00)		0,020*** (0,00)
Experiência ²	-0,001*** (0,00)	-0,000*** (0,00)		-0,000*** (0,00)
Faixa Etária				
25 a 29 anos	0,138*** (0,00)	0,125*** (0,00)		0,117*** (0,00)
30 a 39 anos	0,264*** (0,01)	0,159*** (0,00)		0,147*** (0,00)
40 a 49 anos	0,325*** (0,01)	0,122*** (0,01)		0,112*** (0,01)
50 a 64 anos	0,292*** (0,01)	0,080*** (0,01)		0,075*** (0,01)
Grau de Instrução				
1a etapa fund. incompleto	0,076*** (0,02)	0,026* (0,01)		0,023 (0,01)
1a etapa fund.	0,073*** (0,02)	0,017 (0,01)		0,013 (0,01)
2a etapa fund. incompleto	0,132*** (0,02)	0,006 (0,01)		0,005 (0,01)
Fundamental	0,218*** (0,02)	-0,011 (0,01)		-0,011 (0,01)
Ensino médio incompleto	0,311*** (0,02)	-0,002 (0,01)		-0,000 (0,01)
Ensino médio	0,515*** (0,02)	0,052*** (0,01)		0,048*** (0,01)
Superior incompleto	0,917*** (0,02)	0,162*** (0,01)		0,149*** (0,01)
Superior completo	1,344*** (0,02)	0,311*** (0,01)		0,279*** (0,01)
Ocupação				
2. Leg./Exec./Jud./Func.públ./Dir.	0,144*** (0,01)		0,009* (0,00)	0,010** (0,00)

Variável (continuação Tabela 7)	OLS_all	FE_ind	FE_ocup	FE_all
3. Administrativa	-0,303*** (0,01)		-0,118*** (0,00)	-0,099*** (0,00)
4. Comércio/Serviços	-0,500*** (0,01)		-0,165*** (0,00)	-0,140*** (0,00)
5. Agropecuária, flora e pesca	-0,641*** (0,02)		-0,215*** (0,01)	-0,199*** (0,01)
6. Prod.ind./Oper. máq./Cond.veíc.	-0,306*** (0,01)		-0,096*** (0,00)	-0,074*** (0,00)
Setor de Atividade				
Agropecuária	-0,151*** (0,03)		-0,140*** (0,02)	-0,131*** (0,02)
Comércio	-0,104*** (0,01)		-0,135*** (0,01)	-0,114*** (0,01)
Construção civil	0,145*** (0,01)		-0,011 (0,01)	0,011 (0,01)
Extrativa mineral	1,084*** (0,03)		0,338*** (0,01)	0,354*** (0,01)
Indústria de transformação	0,095*** (0,01)		-0,008 (0,01)	0,004 (0,01)
Outros	-0,073 (0,06)		0,106 (0,09)	-0,037 (0,09)
Serv. industriais de util. pública	0,272*** (0,02)		0,064*** (0,01)	0,068*** (0,01)
Serviços	0,068*** (0,01)		-0,049*** (0,00)	-0,034*** (0,00)
constante	1,015*** (0,02)	1,466*** (0,01)	1,857*** (0,00)	1,601*** (0,01)
N	396.228	396.228	396.228	396.228
R-sqr	0,639	0,709	0,707	0,715
sigma_u		0,74	0,80	0,71
sigma_e		0,30	0,30	0,30
Rho		0,86	0,88	0,85

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

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

Referências: Ano 2000; região Sul; faixa etária de 18 a 25; grau de instrução analfabeto; setor da administração pública; ocupação em atividades científicas, técnica e artística.

Dentre as *dummies* de faixas de escolaridade cujos coeficientes foram significativos estão as do ensino médio completo, do ensino superior incompleto e do ensino superior completo. Como era de se esperar, os maiores ganhos durante o período de 2000 a 2008 foram auferidos por trabalhadores com o ensino superior completo (27,9% a mais que os rendimentos auferidos por trabalhadores analfabetos). Para os trabalhadores com ensino superior incompleto, este diferencial salarial foi de 14,9%.

Todas as *dummies* ocupacionais foram estatisticamente significantes e negativas. Apenas a *dummy* de trabalhadores legislativos, executivos, judiciários, funcionários públicos e diretores apresentou coeficiente positivo. Deste modo, trabalhadores ocupados em atividades científicas, técnica e artística ganhavam 9,9% a mais do que os ocupados no trabalho administrativo, 14% a mais do que os trabalhadores do comércio e serviços, 19,9% a mais do que os trabalhadores da agropecuária, flora e pesca, 7,4% a mais do que os produtores industriais, operadores de máquinas e condutores de veículos e 1% a menos do que os trabalhadores legislativos, executivos, judiciários, funcionários públicos e diretores.

As *dummies* setoriais foram estatisticamente significativas apenas para os setores da agropecuária, comércio, extrativa mineral, serviços industriais de utilidade pública e serviços. Os trabalhadores empregados na atividade extrativa mineral e nos serviços industriais de utilidade pública ganhavam 35,4% e 6,8% a mais que os trabalhadores empregados na administração pública. Já os trabalhadores empregados na agropecuária, serviços e comércio ganhavam menos que os trabalhadores da administração pública.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise descritiva apontou algumas evidências interessantes. A maior proporção dos trabalhadores migrantes do estado do Rio em 2009 teve vínculo empregatício em unidades da federação da região sudeste, sobretudo no estado de São Paulo e nos anos anteriores a 2004. Nota-se ainda que os migrantes tem menos experiência que os não-migrantes, estão concentrados nas faixas etárias entre 18 a 39 anos de idade e são na maioria do sexo masculino. Em termos ocupacionais, os migrantes tem maior participação em carreiras científicas, técnicas e artísticas e da produção industrial. Isto vai em direção do perfil mais escolarizado e setorial dos trabalhadores migrantes em relação aos trabalhadores não-migrantes.

Em termos salariais, verificamos que, em média, os migrantes ganharam mais do que os trabalhadores não-migrantes, porém esse diferencial vem caindo ao longo dos anos. Esse resultado é reflexo do fato de que trabalhadores que tiveram vínculos no estado de São Paulo entre 2000 a 2008 ganharam maiores salários médios do que os trabalhadores que permaneceram no estado do Rio no período.

Para se ter uma estimativa controlando as diferenças pessoais e ocupacionais, assim como a heterogeneidade não-observada entre os trabalhadores migrantes e não migrantes, foi estimado o diferencial salarial pelo método de efeitos fixos. Primeiramente, o coeficiente do modelo sem controles revela que os trabalhadores migrantes do Estado do Rio tem um ganho, em média, 6,9% menor do que os trabalhadores que sempre estiveram ocupados em estabelecimentos do ERJ. Cabe destacar que pelo método de efeitos fixos o retorno salarial negativo do migrante foi de menor magnitude do que o resultado de MQO agrupado.

Considerando as características individuais e do emprego na estimação, o impacto negativo no retorno salarial reduziu ainda mais de magnitude, mas o salário do migrante permaneceu inferior ao do não-migrante, em 5,5%. Isso confirma o resultado da seleção negativa do migrante para o estado do Rio de Janeiro. Assim, os migrantes do ERJ são negativamente selecionados.

Contudo, se o trabalhador migrante for do estado de São Paulo, este, em média, auferiu rendimentos 13,6% superiores aos dos migrantes que tiveram vínculos em outros estados do país, e cerca de 1% superiores aos dos não-migrantes no período (considerando todas as variáveis de controle os ganhos dos migrantes chega a ser 1,4% superior aos dos não-migrantes). Enfim, os migrantes do estado de São Paulo amenizam o efeito da perda salarial relativa decorrente da decisão de migrar para o ERJ, por serem os mais bem sucedidos em termos de rendimentos no período de 2000 a 2008 inclusive em comparação com os não-migrantes, caracterizando assim um grupo de trabalhadores positivamente selecionados.

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.
- 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.
- BORJAS, G. J. Economics of Migration. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Section n.3.4, Article n. 38, 2000.
- BORJAS, G. J. 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 RAISMIGRA* (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). RAISMIGRA: 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.

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 Econométricos*, São Paulo, v.37, n. 1, p. 129-150, 2007.

FREGUGLIA, R.; PROCÓPIO, T.S. Efeitos da mudança de emprego e da migração interestadual 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

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. Cap. 9. New Jersey. Prentice Hall, 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.

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.

- 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.
- 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, 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.
- 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.
- SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy*, Supplement 70, n. 5, p. 80-93, 1962.
- SOARES, R.R; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: dualidade ou não-linearidade no retorno à educação. *Revista de Econometria*, 1999.
- 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.
- WOOLDRIDGE, J.M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. Cap. 7 e 14 Cengage Learnign, 2010.