

Efeitos da mudança de emprego e da migração interestadual sobre os salários no Brasil formal: evidências a partir de dados em painel

Ricardo da Silva Freguglia (PPGEA-UFJF)

Thaís Salzer Procópio (PPGEA-UFJF)

RESUMO

Este artigo investiga os diferenciais salariais decorrentes da mudança de emprego e da mobilidade interestadual dos trabalhadores do mercado de trabalho formal brasileiro. Em especial, analisa-se a situação onde os trabalhadores mudam de emprego, sem migrarem entre estados, buscando identificar se as perdas salariais associadas à mobilidade do trabalhador podem ocorrer devido à troca de emprego (efeito firma), mas não necessariamente como consequência da migração. A partir dos dados em painel da RAIS-Migra abrangendo os anos de 1995 a 2006, os diferenciais salariais são estimados com o controle da heterogeneidade não-observada. São realizados ainda testes de robustez para verificar a correta identificação da parcela referente aos efeitos interestaduais e de firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros. Os principais resultados obtidos indicam que, após o controle dos efeitos fixos dos trabalhadores, a mudança de emprego e a migração interestadual são importantes fatores na determinação dos diferenciais salariais. Constata-se ainda que a magnitude do efeito firma é menor que a magnitude do efeito da migração interestadual sobre os salários no setor formal mas, ainda assim, é significativa.

Palavras-chave: Diferenciais Salariais, Efeito firma, Migração interestadual, Efeitos Fixos

ABSTRACT

This study examines the wage differentials arising from the job change and from migration of workers among states in the formal labor market in Brazil. Specifically, we investigate the situation where workers shift their job without migrating among states to identify whether the wage losses associated with worker mobility may occur due to changing jobs (firm effect). To this end, we use estimates to the wages differentials by pooled OLS, fixed effects, and random effects methods, applied to the database from Raismigra (Labor Ministry), a panel of data covering the years 1995 to 2006. We also performed robustness tests to identify the correct identification of the part relating to the regional's effects and firm's effects on the wage differentials of Brazilian's workers in the formal market. The main results indicate that, after controlling for worker's fixed effects, the change interstate migration and employment are important factors in determining wage differentials. After a significant reduction in the estimated coefficients of the state's dummies and of change of firm dummy - indicative of the importance of unobserved heterogeneity - the magnitude of the firm effect is less than the magnitude of the effect of interstate migration on wages in the formal sector.

Key words: Wage Differentials, Firm Effect, Interstate Migration, Fixed Effects

1. INTRODUÇÃO

A identificação dos determinantes dos diferenciais salariais observados tem sido tema de diversos estudos da literatura em economia do trabalho. Os principais resultados encontrados evidenciam o caráter estável e desigual dos diferenciais salariais, independentemente dos diversos arranjos institucionais e estruturais dos países (Gittleman e Wolff, 1993; Kahn, 1998). Além disso, estas disparidades também persistem entre diferentes tipos de trabalhadores e tamanhos de estabelecimentos, mesmo após o controle por diferenças no capital humano, ocupação e outras variáveis (Krueger e Summers, 1988; Teal, 1996). Estes resultados incitam ainda mais a investigação da natureza dos diferenciais salariais.

A migração de trabalhadores entre regiões é uma característica comum aos mercados de trabalho, em especial no mercado de trabalho brasileiro. Por ser um país que possui características marcantes de desigualdade de renda¹, uma vasta extensão territorial e diversidades locais, a migração interna no Brasil tem sido tema de diversos estudos (Sahota, 1968; Graham 1970; Martine, 1990; Pereira, 2000; Fiess e Verner, 2003; Santos Júnior et al, 2003). Consideráveis disparidades econômicas continuam a existir entre as regiões brasileiras. O PIB (Produto Interno Bruto) per capita a preços correntes da região Sudeste em 2006 corresponde a mais da metade do PIB per capita brasileiro (57%), que é equivalente a quase de três vezes o PIB da região Nordeste². Estas disparidades econômicas regionais incentivam a migração interna. As taxas de migração interestaduais passaram de 20% da população em 1980 (Martine, 1990) para 40% da população em 1999 (Fiess e Verner, 2003; Ribeiro e Bastos, 2004). Pereira (2000) registrou que quase um terço da população brasileira reside em outro município diferente daquele onde nasceu. Quando se consideram as unidades federativas, cerca de 20% residem em um local diferente do estado natal (Santos Júnior, 2002). Mais recentemente, Aguayo-Tellez et al (2006) constataram que cerca de 5% da força de trabalho no mercado formal migrou de um estado para outro e entre empregos na última década.

Outra questão importante concernente aos diferenciais salariais se refere à realocação de empregos no mercado de trabalho como resultado de choques econômicos. Trata-se de uma característica comum das economias de mercado cuja flexibilidade constitui-se freqüentemente num aspecto positivo da economia. A literatura econômica, porém, tem se preocupado com os efeitos da realocação de empregos sobre o bem-estar dos trabalhadores. A questão central envolve a compreensão da extensão em que a relação entre trabalhador e empresa possui um componente de produtividade que é desprovido de valor fora deste relacionamento. Se este componente de produtividade é nulo, é de se esperar que o trabalhador tenha uma redução em sua produtividade quando ele muda de emprego de maneira aleatória (Farber, 1999).

Neste sentido, a investigação dos diferenciais salariais deve contemplar não apenas uma análise sobre a migração de trabalhadores entre os estados, mas também a situação onde os trabalhadores mudam de emprego e de setor, sem migrarem, porém, entre estados. Isto

¹ Langoni (1973), Bacha e Taylor (1978), Pinheiro e Ramos (1994), Gatica *et al* (1995), Barros e Mendonça (1995), Cowell *et al* (1996).

² O Produto Interno Bruto (PIB) per capita a preços correntes do Sudeste em 2006 foi de R\$ 20,079.61, enquanto que no Nordeste os valores chegaram a apenas R\$ 7,157.28 (IBGE, Contas Regionais do Brasil, 2006).

porque as perdas salariais associadas à mobilidade do trabalhador podem ocorrer devido à troca de emprego, mas não necessariamente como consequência da migração.

Assim, a principal contribuição desta pesquisa é analisar os fatores determinantes dos diferenciais salariais no contexto brasileiro, verificando até que ponto a variação salarial dos trabalhadores que migram advém da troca de emprego e de setor e não da migração propriamente dita. Isto permite a análise dos diferenciais sob o referencial metodológico de *matching* entre empresa e trabalhador. Como a mobilidade de trabalhadores é bastante elevada no Brasil em comparação com vários outros países (Ribeiro *et al*, 2004), este estudo ganha ainda mais relevância.

Além da presente introdução, o estudo está organizado da seguinte forma: na próxima seção encontra-se um breve resumo da literatura. Na seção 3 é exposta a definição da amostra de dados utilizada seguido pelas estatísticas descritivas acerca dos dados em questão. Na seção 5 é definida a metodologia utilizada no estudo. A sexta seção apresenta os resultados encontrados, assim como testes de robustez para comprovar a efetividade de tais resultados. Finalmente a sexta seção expõe as conclusões acerca da possível existência de *matching* entre firma e trabalhador

2. REVISÃO DE LITERATURA

A intensa disparidade nos níveis de renda das distintas regiões brasileiras reflete, entre outros aspectos, a desigual distribuição espacial das atividades produtivas no país. O meio econômico que o trabalhador atua pode ser considerado fator de influência em seus rendimentos auferidos, tornando necessária a inclusão de atributos regionais na análise de diferenciais de remuneração.

Muitos estudos realizados para o Brasil [Azzoni e Servo (2001), Savedoff (1991) e Arbache (1999)] foram motivados pelo interesse em se verificar a magnitude do impacto da questão regional no diferencial salarial. Segundo Fontes et al.(2006), dentre as diferentes abordagens que visam explicar as disparidades salariais entre as regiões, apresenta grande importância a dos diferenciais salariais compensatórios, a dos diferenciais salariais decorrentes das disparidades regionais na dotação de capital humano e, por fim, o argumento dos diferenciais de salário como reflexo das diferenças interregionais de produtividade.

A abordagem dos diferenciais compensatórios aponta que vantagens e desvantagens das regiões deveriam ser compensadas por diferenciais de salário. Neste contexto, Azzoni et al.(2003) analisam o diferencial salarial entre as Regiões Metropolitanas do Brasil, buscando identificar se, além do capital humano, o diferencial de custo de vida e as características regionais também possuem um papel na sua explicação e verificam que o diferencial de custo de vida, embora relevante, não é capaz, individualmente, de explicar os diferenciais salariais.

A segunda explicação para os diferenciais de salário, na qual estes refletem variações inter-regionais de produtividade, baseia-se na existência de interações entre trabalhadores e/ou empresas pertencentes a uma mesma região.

A terceira abordagem, relacionada à dotação regional de capital humano, defende que diferenças nos atributos referentes à capital humano dos indivíduos de diferentes regiões explicariam o diferencial de renda entre elas. Behrman e Birdsall (1983) verificam tal hipótese através do estudo da influência da qualidade da educação na explicação de parte dos diferenciais de salários regionais. De fato quando os autores incorporam uma proxy de

qualidade da educação (escolaridade dos professores) na equação estimada, os diferenciais regionais caem consideravelmente em comparação com as estimativas provenientes de um modelo sem essa proxy. Entretanto, a possibilidade de migração do indivíduo entre regiões fragiliza a terceira abordagem.

Para compreender o mercado de trabalho de um país é indispensável o conhecimento do funcionamento da dinâmica de trabalhadores e de postos de trabalho do mesmo. O Brasil apresenta elevados fluxos de trabalhadores, como mostra Corseuil e Servo (2006) e Ribeiro (2007), o que pode estar relacionado a uma alta capacidade de realocação de recursos da economia. Entretanto tal fator 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.

Diretamente relacionado à dinâmica de rotatividade do país insere-se a migração. A mobilidade de trabalhadores pode ser vista como um meio de eliminar as desigualdades de emprego e renda entre regiões. Um indivíduo que migra de estado pode sofrer perdas ou ganhos salariais e esta variação salarial pode decorrer da própria mudança de estado, já que diferentes estados apresentam diferentes remunerações, como apresentado por Corseuil e Santos(2002). Estes analisam os fatores determinantes do nível salarial do setor formal brasileiro e constatam que o prêmio salarial de migração para alguns estados é maior do que para outros, sendo que os maiores prêmios são referentes aos destinos de São Paulo, Distrito Federal, Goiás e Tocantins.

A literatura tradicional aponta que o principal fator de influencia sobre a decisão de migrar é a remuneração. Desta forma, a decisão por migrar do indivíduo ocorre a partir da comparação entre os ganhos esperados em cada destino com os ganhos esperados caso não realizasse a migração. Portanto, os custos de migração estão inversamente relacionados à probabilidade da escolha por migrar dos indivíduos. É importante apontar que tanto os custos, como os retornos podem ser monetários e não monetários, sendo assim, relacionados às preferências de cada indivíduo.

Os custos da migração podem ser elevados e, inicialmente, o migrante pode receber menor remuneração que o não-migrante. Entretanto existe um processo de assimilação do trabalhador, após a migração, no qual a evolução de seu salário é maior que a do não migrante, que pode possibilitar vantagem de migrar no longo prazo.

O estudo de Chiswick (1978) apresenta-se como um dos primeiros a analisar o perfil dos rendimentos dos migrantes, comparativamente com o de não migrantes. Em seu trabalho foram utilizados dados referentes ao Censo americano de 1970 para analisar os rendimentos dos migrantes recém chegados, dos que chegaram há mais tempo e dos nativos. Descobriu-se que a taxa de crescimento dos ganhos dos migrantes ultrapassa a dos nativos, tal que a partir de determinado momento, os migrantes passam a ter rendimentos iguais ou até maiores que os nativos. Tal fator aponta para a existência de uma seleção positiva do grupo de migrantes, pelo fato destes se predisporem a migrar e apresentarem uma maior motivação que, com o passar do tempo no local de destino, gera aperfeiçoamento de suas habilidades.

Entretanto, o estudo de Chiswick, assim como outros realizados na época, utilizaram como base de dados uma cross-section. A utilização de uma única cross-section de dados não permite captar efeitos causados pela assimilação e diferenças qualitativas nas coortes.

Borjas (1985) foi o primeiro a apontar esse problema e, como possível solução, propôs aplicar a metodologia de coortes sintéticas, através da construção de um painel de dados

formado por uma série de cross-sections. Entretanto, a utilização de cross-sections com diferentes indivíduos, não permite o acompanhamento do mesmo migrante ao longo do tempo, o que impede que características não-observáveis de cada indivíduo sejam controladas.

Segundo Angrist & Krueger (1999), a maneira ideal de se comparar a diferença de remuneração de indivíduos decorrente de diferentes características seria através de contrafactuais, ou seja, observar o mesmo trabalhador em duas situações diferentes que, no caso em questão, seria tendo ou não migrado, no mesmo instante de tempo, controlando por todos os demais condicionantes salariais.

A impossibilidade de obter contrafactuais dos trabalhadores é um problema que, segundo Menezes-Filho (2002), torna-se especialmente sério pelo fato da variável resultante depender do potencial de auferir rendimentos de cada trabalhador que é, em grande parte, não-observável, pois depende de fatores como habilidade, criatividade, capacidade de adaptação a mudanças, capacidade de relacionamento, ambição etc.

Neste contexto de análise das habilidades não observáveis, a migração toma destaque diante da possível auto-seleção de migrantes que podem contribuir para a disparidade de remuneração. É fato estilizado na literatura sobre migração do trabalho que os migrantes formam um grupo positivamente selecionado, ou seja, geralmente a migração ocorre entre um grupo de indivíduos mais aptos, motivados, pró-ativos, etc. Desta forma, ao deixar de considerar as características produtivas não-observadas dos trabalhadores nas análises de prêmio salarial decorrente da migração, este prêmio pode estar sendo superestimado, já que, como citado anteriormente, os migrantes são positivamente selecionados e os ganhos obtidos com a migração podem estar incorporado tais características.

Além da abordagem da heterogeneidade não observada, outra que deve ser considerada refere-se ao fato de que as características das firmas e a existência de *matching* entre firma e trabalhador podem contribuir com parte dessas alterações salariais, inicialmente atribuídas à migração. Desta forma, pode ocorrer da variação salarial atribuída à migração, mesmo após o controle das características individuais dos trabalhadores ser, na verdade, decorrente da troca de emprego e de firma. Isto mostra a importância de se verificar até que ponto a variação salarial dos migrantes são decorrentes da própria migração per se, além da variação decorrente de troca do emprego e firma.

3. BASE DE DADOS

A RAIS-Migra é uma base de dados derivada do registro administrativo Relação Anual de Informações Sociais – RAIS. Seus dados são organizados de forma longitudinal, permitindo o acompanhamento geográfico, setorial e ocupacional da trajetória dos trabalhadores ao longo do tempo. Tal disposição de dados é considerada um fator diferencial para análises, comparativamente com outras bases de dados, pelo fato de possibilitar a realização de estudos de mobilidade, duração e reinserção de indivíduos no mercado de trabalho.

O banco de dados da RAIS-Migra possui informações de 72.386.408 indivíduos entre os anos de 1995 e 2006. Utilizou-se no presente estudo as seguintes variáveis: unidade federativa, região metropolitana, indústria, sexo, faixa etária, grau de instrução, tamanho do estabelecimento como variáveis categóricas, além de rendimento de dezembro em salários

mínimos, tempo de emprego como variáveis de conteúdo, e identificação da firma e do trabalhador como variáveis fixas.

Extraiu-se uma amostra de 2% do universo em questão, sendo filtrados os indivíduos com idades inferiores à 18 anos e superiores à 65 anos, assim como os que possuíam renda igual a zero. Com isto, obteve-se uma amostra de 166.764 indivíduos para os doze anos (1995-2006), totalizando 2.001.168 observações no período.

A fim de se obter uma amostra mais fidedigna, foram ainda excluídos os indivíduos que apresentaram variação na variável sexo, em algum momento do período analisado, chegando a uma amostra de 1.992.467 observações. Finalmente o banco de dados foi balanceado através da exclusão de indivíduos que entraram ou saíram da amostra, em algum período. A amostra resultante, disponíveis para análises, apresenta 1.760.628 observações, sendo estas relacionadas a 146.719 indivíduos presentes nos doze anos em análise.

4. EVIDÊNCIAS INICIAIS- ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

4.1. PERFIL MÉDIO DO TRABALHADOR FORMAL

A fim de analisar os rendimentos dos trabalhadores do mercado formal de trabalho do Brasil, assim como a possível influência de determinadas características no montante salarial auferido pelos mesmos realiza-se, na presente seção, uma análise da estrutura salarial. É importante considerar que a presente análise refere-se a um banco de dados balanceado, havendo um acompanhamento da trajetória de cada indivíduo ao longo dos 12 anos em questão.

Para captar-se o real diferencial de rendimentos, utilizou-se a variável de salários nominal, deflacionada pelo IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) referente a cada região metropolitana, possibilitando, desta forma, a consideração das diferentes variações nos custos de vida existentes entre os estados.

A tabela 1 apresenta a renda média dos trabalhadores do mercado formal, relacionados a alguns grupos de características. De imediato, pela observação das médias salariais, pode-se verificar que os homens possuem uma média salarial mais elevada, sugerindo que recebem um salário mais elevado em relação ao das mulheres. Observa-se também que quanto mais elevado o nível de escolaridade, maior a média salarial dos indivíduos, e que os saltos salariais são cada vez maiores a cada mudança de nível de grau de instrução. O primeiro fator corrobora a teoria do capital humano que postula que, quanto maior o nível de investimento em educação e qualificação, maior deverá ser a remuneração dos indivíduos.

Outro ponto a ser destacado é a discrepância de nível médio de salário formal entre as áreas metropolitanas e não metropolitanas. Percebe-se também que ao longo dos anos analisados, o percentual de emprego em regiões metropolitanas e não metropolitanas, não apresentaram grandes oscilações, mantendo uma estrutura de cerca de 50 % dos empregos do Brasil para cada.

Quanto à faixa etária do trabalhador observa-se um aumento salarial a cada mudança de faixa etária, com exceção da última, de 50 à 64 anos, que apresenta um pequeno decréscimo na média salarial comparativamente com a faixa anterior.

Ao analisar-se o impacto de características das firmas na média salarial dos indivíduos, observa-se que quanto maior o porte das mesmas, em termos de número de funcionários, maior a média salarial paga por elas, o que leva a crer que empresas maiores pagam salários mais elevados.

Além das características dos indivíduos e das firmas analisadas anteriormente, o padrão de concentração espacial das atividades econômicas também apresenta grande impacto na evolução da renda das regiões brasileiras. Ao comparar-se os valores de rendimentos médios dos trabalhadores do mercado formal de trabalho para as 27 Unidades da Federação do país constatou-se uma clara disparidade regional de salários.

A tabela 1 apresenta ainda as médias de salários reais por Unidade Federativa. Constata-se que o Distrito Federal, Amapá, Roraima, São Paulo e Rio de Janeiro apresentam as maiores médias salariais respectivamente. Dentre estas regiões, é importante notar que Amapá e Roraima são as regiões que apresentam menor número de trabalhadores nos anos analisados enquanto São Paulo e Rio de Janeiro apresentam o maior número, podendo tornar-se potenciais regiões de destino de migrações devido à atratividade salarial. De maneira oposta, Maranhão e Pernambuco apresentaram as menores médias salariais.

Tabela 1- Renda dos trabalhadores do mercado formal por características

Variável	Definição e Descrição	Renda Média	Desvio-Padrão	Freq.
Região Metropolitana- segundo IBGE				
Esta em alguma Região Metropolitana	(1,0) dummy de região metropolitana	R\$ 2,196.03	2694.671	877882
Fora de Região Metropolitana	(1,0) dummy de região metropolitana	R\$ 1,723.49	2408.358	882746
Sexo				
Feminino	(1,0) se feminino	R\$ 1,663.26	2195.405	731628
Masculino	(1,0) se masculino	R\$ 2,169.46	2780.787	1029000
Grau de Instrução				
1º Etapa do Ensino Fundamental	(1,0) dummy de educação	R\$ 965.68	1120.058	369378
2º Etapa do Ensino Fundamental	(1,0) dummy de educação	R\$ 1,225.78	1353.488	447266
Ensino Médio	(1,0) dummy de educação	R\$ 1,838.33	2010.909	551676
Ensino Superior	(1,0) dummy de educação	R\$ 3,900.38	3906.779	392308
Tamanho do Estabelecimento				
Até 99	(1,0) dummy de tam. Estabelec.	R\$ 1,350.47	1911.710	527829
De 100 a 499	(1,0) dummy de tam. Estabelec.	R\$ 2,074.01	2714.853	336735
500 ou mais	(1,0) dummy de tam. Estabelec.	R\$ 2,274.45	2773.527	896064
Faixa Etária				
18 A 24	(1,0) dummy de faixa etária	R\$ 872.58	925.050	113559
25 A 29	(1,0) dummy de faixa etária	R\$ 1,340.44	1501.751	193991
30 A 39	(1,0) dummy de faixa etária	R\$ 1,877.48	2241.077	601783
40 A 49	(1,0) dummy de faixa etária	R\$ 2,347.56	2939.127	560239
50 A 64	(1,0) dummy de faixa etária	R\$ 2,216.44	3145.684	291056

(continua)

Tabela 1- Renda dos trabalhadores do mercado formal por características (continuação)

Variável	Definição e Descrição	Renda Média	Desvio-Padrão	Freq.
UF				
AC	(1,0) dummy de região	R\$ 1,437	2104.032	8241
AL	(1,0) dummy de região	R\$ 1,520	2084.904	19530
AM	(1,0) dummy de região	R\$ 1,777	2424.753	15841
AP	(1,0) dummy de região	R\$ 2,297	2901.411	4749
BA	(1,0) dummy de região	R\$ 1,484	2180.170	83249
CE	(1,0) dummy de região	R\$ 1,612	2479.124	40900
DF	(1,0) dummy de região	R\$ 3,807	4405.945	57979
ES	(1,0) dummy de região	R\$ 1,850	2325.476	30543
GO	(1,0) dummy de região	R\$ 1,536	2332.993	45817
MA	(1,0) dummy de região	R\$ 1,238	2068.516	31131
MG	(1,0) dummy de região	R\$ 1,755	2298.766	189231
MS	(1,0) dummy de região	R\$ 1,783	2396.816	21399
MT	(1,0) dummy de região	R\$ 1,757	2465.579	19189
PA	(1,0) dummy de região	R\$ 1,465	2304.084	36328
PB	(1,0) dummy de região	R\$ 1,314	1958.057	27738
PE	(1,0) dummy de região	R\$ 1,568	2553.301	57269
PI	(1,0) dummy de região	R\$ 1,404	2193.940	13012
PR	(1,0) dummy de região	R\$ 1,782	2280.820	100804
RJ	(1,0) dummy de região	R\$ 2,050	2633.437	200108
RN	(1,0) dummy de região	R\$ 1,617	2548.249	17806
RO	(1,0) dummy de região	R\$ 1,645	2205.189	11969
RR	(1,0) dummy de região	R\$ 2,244	2258.611	3364
RS	(1,0) dummy de região	R\$ 2,021	2560.668	117384
SC	(1,0) dummy de região	R\$ 1,924	2334.521	63831
SE	(1,0) dummy de região	R\$ 1,367	1991.324	16635
SP	(1,0) dummy de região	R\$ 2,213	2542.894	520541
TO	(1,0) dummy de região	R\$ 1,803	2772.117	6040

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra (1995-2006)

No que se refere à diferença média salarial do migrante de firma e região, comparativamente ao não migrante, considera-se um total de 1.613.909 observações presentes na amostra de análise, referente à 146.719 trabalhadores empregados no mercado formal, para 11 anos (1996-2006). Perdem-se as informações referentes ao ano de 1995 visto que, para a constatação de que o indivíduo é ou não migrante em determinado ano, é necessário informações acerca de suas características (UF, Firma) do ano anterior.

O migrante para as análises do trabalho em questão é definido como aquele indivíduo cujo estado (ou firma) no qual trabalha no período t se diferencia do seu estado (ou firma) em $t-1$. É importante perceber que tal variável de distinção entre migrante e não migrante assume que o indivíduo é migrante apenas no ano em que ocorre a migração referente aos 11 anos em análise. Desta forma, se um indivíduo migrou no ano de 1996 e manteve-se na região de destino nos demais anos, ele será migrante neste ano, e não-migrante nos demais anos (1997 a 2006). Os indivíduos que migraram de firma representam 6,37% da amostra enquanto os indivíduos que migraram de região representam 0,68%.

Como explicitado na tabela 2, tanto a migração de firma, quanto a de região, fazem com que a média salarial dos indivíduos se eleve. Obtêm-se médias salariais mais elevadas os grupos de indivíduos que migram de UF e de firma. Entretanto, é perceptível que a mudança de UF gera um salto na média salarial mais elevado que a mudança apenas de firma.

Tabela 2: Renda média por migração de firma e de região

Descrição da Variável	Renda Média	Desvio-Padrão	Freq.
Mudou de UF e de Firma	R\$ 3,325.53	3589.833	8741
Mudou de Firma e manteve-se na UF	R\$ 2,125.52	2518.046	94063
Mudou de UF e manteve-se na mesma firma	R\$ 3,322.68	3391.343	2158
Não mudou de UF nem de Firma	R\$ 1,949.99	2567.088	1508947

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra (1995-2006)

5. METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste estudo busca calcular os diferenciais salariais entre os trabalhadores do setor formal do Brasil, considerando o controle de características individuais dos trabalhadores, características da região, características da firma, além do controle de migração de firma. O objetivo da última variável é verificar a existência e dimensão da relação entre trabalhador e firma através da magnitude do salário pago a indivíduos que mantém na mesma empresa, comparativamente aos que migram de empresa.

A partir de regressões mincerianas (Mincer, 1974) e com o uso dos dados em painel, são realizadas estimações por Mínimos Quadrados Agrupados, por Efeitos Fixos e por Efeitos Aleatórios buscando-se o método mais adequado ao modelo em questão. A forma funcional da estimação por Mínimos Quadrados Agrupados é dada pela equação (2).

$$\log(\text{renda}_{it}) = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad i=1,\dots,N; \quad t = 1995,\dots, 2006 \quad (2)$$

Como os trabalhadores apresentam características não observáveis, que não são possíveis de serem controladas por variáveis explicativas e que, possivelmente, estão correlacionadas com alguns determinantes salariais, a estimação por Mínimos Quadrados Agrupados pode gerar estimadores viesados e inconsistentes. A possível existência de heterogeneidade não-observada dos indivíduos pode ser confirmada pelo teste de Breusch-Pagan (1980), favorecendo ou não às metodologias de controle das características não-observadas dos indivíduos.

O método de efeitos fixos permite controlar as características não observáveis dos indivíduos, como mostra a equação (3).

$$\log(\text{renda}_{it}) = \alpha + \beta X_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \quad i=1,\dots,N; \quad t = 1995,\dots, 2006 \quad (3)$$

As características não observáveis dos indivíduos, que são fixas ao longo do tempo e são uma possível fonte de correlação entre o termo de erro e alguma variável explicativa, são captadas separadamente do termo de erro. Desta forma, a outra parcela do termo de erro, ε_{it} , não é mais correlacionada com as variáveis explicativas.

O efeito individual específico pode ser ou não correlacionado com o vetor de variáveis explicativas X_{it} . O teste de Hausman (1978) detecta a existência ou não de correlação entre o efeito individual e os regressores, cuja hipótese nula é de não correlação entre eles. Caso exista correlação, rejeita-se a hipótese nula e a estimação deve ser feita a partir do estimador de efeito fixo, caso contrário, aceita-se a hipótese nula e o estimador de efeito aleatório é o mais adequado.

Após a identificação do melhor modelo, busca-se ainda verificar a robustez dos resultados, isto é, da correta identificação da parcela referente aos efeitos regional e firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros. São realizados 2 testes de robustez, sendo o primeiro através de uma amostra de trabalhadores não-migrantes entre os estados brasileiros, mas que migraram internamente aos estados com objetivo é verificar se há efeito da mobilidade intraestadual sobre os diferenciais salariais e o segundo através de uma amostra de trabalhadores não-migrantes entre os estados e as regiões metropolitanas brasileiras. O objetivo do último é captar o efeito da mobilidade interfirma sobre os diferenciais salariais, sem a possibilidade de viés decorrente da migração, seja ela interestadual ou entre regiões metropolitanas.

6. RESULTADOS

Na tabela 3 são reportados, comparativamente, os resultados das estimativas para os coeficientes das dummies de estado usando Mínimos Quadrados Agrupado (MQA - pooled cross-section), Efeitos Aleatórios (EA) e Efeitos Fixos (EF). A forma funcional usada em todos os três métodos de estimação é a mesma, envolvendo, além das variáveis de interesse nas regressões – dummies de unidade da federação, tamanho do estabelecimento e mudança de firma –, os controles de ano, senioridade, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, grau de instrução, sexo, e a constante.

Os resultados das estimativas de MQA evidenciam a grande desigualdade salarial brasileira que, neste estudo, se refere ao mercado de trabalho formal. Ao se controlar pelos efeitos não-observados, seja pelo método de efeitos aleatórios, seja pelo de efeitos fixos, percebe-se uma considerável alteração nos diferenciais salariais estimados. Primeiramente analisando a coluna de efeitos aleatórios, pode-se observar que os coeficientes são bastante reduzidos em sua magnitude. A significância estatística e os sinais dos coeficientes, por outro lado, se mantêm. Como o teste de Hausman se mostra favorável à utilização do método de efeitos fixos para o controle dos efeitos não-observados, a segunda – e mais importante – análise comparativa a ser feita é entre MQA e EF. Percebe-se com clareza que os coeficientes estimados mudam não apenas sua magnitude, mas também sua significância e o sinal. Em geral, os coeficientes estimados por EF têm suas magnitude e significâncias reduzidas, corroborando o argumento a favor da importância dos controles dos efeitos não-observáveis no diferencial salarial interestadual.

Tabela 3: Diferenciais de Renda- Regressões em Painel- Resultados Centrais

Variável dependente: Logaritmo do salário real			
Variáveis independentes	MQA	EA	EF
UF			
AC	-0.261*** (0.008)	-0.271*** (0.020)	0.091** (0.038)
AL	-0.384*** (0.005)	-0.288*** (0.012)	0.019 (0.019)
AM	-0.133*** (0.006)	-0.038*** (0.010)	0.176*** (0.013)
AP	0.206*** (0.010)	0.057*** (0.020)	0.199*** (0.025)
BA	-0.512*** (0.003)	-0.334*** (0.006)	-0.016* (0.009)
CE	-0.613*** (0.004)	-0.396*** (0.008)	-0.107*** (0.011)
DF	0.417*** (0.004)	0.151*** (0.006)	0.156*** (0.007)
ES	-0.145*** (0.004)	-0.090*** (0.010)	0.078*** (0.014)
GO	-0.269*** (0.003)	-0.174*** (0.008)	0.047*** (0.011)
MA	-0.477*** (0.005)	-0.396*** (0.010)	-0.010 (0.016)
MG	-0.275*** (0.002)	-0.166*** (0.004)	-0.010 (0.007)
MS	-0.146*** (0.005)	-0.073*** (0.010)	0.076*** (0.013)
MT	-0.069*** (0.006)	-0.071*** (0.011)	0.112*** (0.014)
PA	-0.514*** (0.004)	-0.283*** (0.008)	0.049*** (0.011)
PB	-0.791*** (0.005)	-0.468*** (0.010)	-0.086*** (0.015)
PE	-0.545*** (0.003)	-0.366*** (0.007)	-0.053*** (0.010)
PI	-0.459*** (0.006)	-0.466*** (0.014)	-0.257*** (0.021)
PR	-0.228*** (0.002)	-0.125*** (0.005)	-0.008 (0.007)
RJ	-0.230*** (0.002)	-0.118*** (0.004)	0.030*** (0.006)
RN	-0.432*** (0.006)	-0.220*** (0.010)	0.068*** (0.013)
RO	-0.084*** (0.007)	-0.070*** (0.014)	0.223*** (0.019)
RR	0.215*** (0.011)	0.137*** (0.024)	0.264*** (0.030)
RS	-0.147*** (0.002)	-0.042*** (0.005)	0.041*** (0.008)

(continua)

Tabela 3: Diferenciais de Renda- Regressões em Painel- Resultados Centrais (continuação)

Variável dependente: Logaritmo do salário real			
Variáveis independentes	MQA	EA	EF
SC	-0.035*** (0.003)	-0.041*** (0.007)	-0.020** (0.010)
SE	-0.465*** (0.005)	-0.372*** (0.013)	-0.044** (0.019)
SP	(omitida)		
TO	-0.284*** (0.010)	-0.094*** (0.018)	0.132*** (0.022)
Tamanho do Estabelecimento			
Ate 99	-0.340*** (0.002)	-0.160*** (0.002)	-0.116*** (0.002)
De 100 a 499	-0.049*** (0.002)	-0.043*** (0.001)	-0.029*** (0.001)
500 ou mais	(omitida)		
Migração de Firma			
Não Migrou de Firma	(omitida)		
Migrou de Firma	0.090*** (0.002)	-0.017*** (0.001)	-0.024*** (0.001)
R²	0.4840	-	-
(within)	-	0.1807	0.1827
(between)	-	0.4174	0.1580
(overall)	-	0.3772	0.1252
Hausman	-	chi2= 35844.67	
Observações	1,613,909	1,613,909	1,613,909

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra (1995-2006)

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; erro-padrão entre parêntese; além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, grau de instrução e sexo

Como parte destes diferenciais poderiam ser decorrentes da mudança interfirma, e não exclusivamente da habilidade individual não-observada, verifica-se o efeito da migração interfirma de maneira conjunta com o da migração interestadual. A significância da variável de mudança interfirma é mantida nos três métodos de estimação. Porém, o método de EF é o que gera uma maior redução destes diferenciais. Nesse último caso, o coeficiente estimado evidencia uma inversão de sinal, passando de 0,09 para -0,024 (ambos significativos a 1% de significância). Isto pode indicar as perdas associadas à mudança por parte do trabalhador.

Vale ressaltar que mesmo identificando os efeitos da migração dos trabalhadores entre as unidades federativas sobre os salários e os efeitos da migração entre as firmas sobre os salários, tais efeitos podem não estar totalmente isolados um do outro. Quando um trabalhador migra de um estado para outro, ele pode estar mudando também de uma firma

para outra. Não é possível, portanto, identificar quanto é o efeito puro da mudança de firma sobre as variações em seu salário.

Por outro lado, quando um trabalhador migra de um estado para outro, não necessariamente o trabalhador mudará de firma. Podem ocorrer transferências do trabalhador, o qual permaneceria na mesma firma. A tabela 4 foi criada com o objetivo de levantar estatísticas descritivas a respeito da mudança interfirma dos trabalhadores do banco de dados.

Tabela 4: Frequência de trabalhadores por tipo de migração

Trabalhadores em geral	Freq.	%
Não Migrou de firma e de UF	1,508,947	93.50%
Migrou de firma e de UF	8,741	0.54%
Migrou de firma e Não migrou de UF	94,063	5.83%
Não migrou de firma e migrou de UF	2,158	0.13%
Considerando apenas Trabalhadores migrantes		
Migrou de firma e de UF	8,741	8.33%
Migrou de firma e Não migrou de UF	94,063	89.62%
Não migrou de firma e migrou de UF	2,158	2.06%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS-Migra (1995-2006).

Como pode ser observado na tabela 4, praticamente 90% dos trabalhadores mudaram apenas de firma, mas não se deslocaram espacialmente entre as unidades federativas. Cerca de 2% dos trabalhadores migraram apenas entre estados. Estas duas situações não evidenciam problemas em sua identificação, ou seja, captam unicamente o efeito firma ou o efeito regional (unidades da federação) sobre os diferenciais salariais. Todavia, um grupo de trabalhadores, equivalente a 8,33% do total de migrantes interestaduais, mudaram de estados e de firmas simultaneamente. Isto pode ser fonte de viés nas estimativas dos diferenciais salariais interestaduais e interfirmas, pois não se sabe se os diferenciais salariais são determinados pelo efeito da migração interestadual ou pelo efeito da mobilidade entre firmas.

6.1. TESTES DE ROBUSTEZ

Na busca da verificação da robustez dos resultados, isto é, da correta identificação da parcela referente aos efeitos regional e firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros, novas regressões incluindo o controle de efeitos fixos individuais foram feitas, como pode ser observado nas tabelas 5 e 6. Na tabela 5, a regressão de efeitos fixos foi realizada para uma amostra de trabalhadores não-migrantes entre os estados brasileiros, mas que migraram internamente aos estados. Esta migração interna foi captada pela variável dummy de migração de região metropolitana, que assume o valor 1 para trabalhadores que mudaram de região metropolitana dentro do estado, e 0 caso contrário. O objetivo é verificar se há efeito da mobilidade intraestadual sobre os diferenciais salariais, que pode estar enviesando as estimativas dos diferenciais salariais obtidas na tabela 3. Como se pode observar na tabela 5, o coeficiente estimado para a variável de migração entre regiões metropolitanas foi significativo e positivo (cerca de +3,5%), percebe-se a existência de um efeito decorrente da mudança espacial interna aos estados sobre os diferenciais salariais. Deste modo, o efeito firma anteriormente estimado na tabela 3 pode estar correlacionado com este efeito de migração intraestadual.

Tabela 5: Diferenciais Salariais dos Trabalhadores Não-migrantes Interestaduais

Variável dependente: Logaritmo do salário real			
Variáveis Independentes	(1)	(2)	(3)
Migração de Região Metropolitana	-0.011** (0.005)	0.032*** (0.002)	0.035*** (0.002)
Observações	1,543,542	1,543,542	1,543,542
R²	0.474	-	-
Within	-	0.188	0.188
Between	-	0.359	0.142
Overall	-	0.338	0.109
Número do pis	140,322	140,322	140,322

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra (1995-2006)

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; erro-padrão entre parênteses; além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, sexo e grau de instrução. A coluna (1) representa a estimação dos diferenciais salariais por Mínimos Quadrados Agrupado, a coluna (2) representa a estimação de efeitos aleatórios e a coluna (3) representa a estimação por efeitos fixos.

Na tabela 6, a regressão de efeitos fixos foi realizada para uma amostra de trabalhadores não-migrantes entre os estados e as regiões metropolitanas brasileiras. O objetivo é captar o efeito da mobilidade interfirma sobre os diferenciais salariais, sem a possibilidade de viés decorrente da migração, seja ela interestadual ou entre regiões metropolitanas. Como o coeficiente estimado para estes trabalhadores não-migrantes foi significativo e negativo (cerca de -2,2%), percebe-se a existência de um efeito decorrente da mudança de firma sobre os diferenciais salariais mesmo para aqueles trabalhadores que não se moveram espacialmente³. O resultado é, de fato, muito próximo ao obtido na estimação da tabela 3, cujo coeficiente foi negativo e em torno de -2,4%. Este resultado mostra que o viés decorrente de uma possível indeterminação dos diferenciais salariais decorrentes da correlação entre o efeito da migração interestadual do efeito da mobilidade entre firmas é bastante minimizado. Isto indica que os resultados obtidos na tabela 3 devem estar muito próximos dos verdadeiros valores e são, portanto, validados.

³ É importante ressaltar que se assume neste estudo que a migração entre municípios próximos, dentro de uma mesma região metropolitana, não gera ganhos salariais significativos para o trabalhador. Assim, a migração de uma região metropolitana para uma não-metropolitana dentro de um mesmo estado é suficiente para identificar os efeitos da migração intraestadual sobre os salários. Uma extensão futura deste estudo pode investigar de modo mais detalhado os efeitos da migração intermunicipal sobre os salários dos trabalhadores.

Tabela 6: Diferenciais Salariais dos Trabalhadores Não-migrantes Interestaduais e Intraestaduais

Variável dependente: Logaritmo do salário real			
Variáveis Independentes	(1)	(2)	(3)
Migração de Firma	0.069*** (0.002)	-0.016*** (0.001)	-0.022*** (0.001)
Observações	1,526,394	1,526,394	1,526,394
R²	0.475	-	-
Within	-	0.189	0.190
Between	-	0.360	0.141
Overall	-	0.339	0.107
Numero de pis	140,322	140,322	140,322

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra (1995-2006)

Nota: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; erro-padrão entre parênteses; além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, sexo e grau de instrução. A coluna (1) representa a estimação dos diferenciais salariais por Mínimos Quadrados Agrupado, a coluna (2) representa a estimação de efeitos aleatórios e a coluna (3) representa a estimação por efeitos fixos.

6.2. RESULTADOS CENTRAIS

Verificado o melhor método de estimação para a presente análise, sendo este o método de efeitos fixos, além da robustez dos resultados encontrados, analisamos, na presente seção, os resultados centrais do estudo.

Em linhas gerais, a tabela 7 evidencia que, após a inclusão dos efeitos fixos, a magnitude e significância dos coeficientes estimados reduzem-se de modo expressivo. Na coluna (1), pode-se observar a sensível redução dos coeficientes estimados das dummies de estado. Isto ressalta a importância da heterogeneidade não-observada – podendo ser entendida, neste contexto, como a habilidade individual não-observada – como fator explicativo dos diferenciais salariais interestaduais dos trabalhadores do mercado formal brasileiro entre os anos de 1995 e 2006.

Ao se incluir os controles de tamanho da firma (coluna 2), o mesmo não se verifica. Os coeficientes estimados referentes às dummies de estado pouco se alteram em relação à primeira coluna da tabela 7. Isto indica que os efeitos de tamanho da firma ao qual o trabalhador se vincula, apesar de significativos, não alteram a composição dos diferenciais salariais interestaduais de modo expressivo.

Na coluna (3), observam-se os resultados da estimação para o modelo mais completo, que incorpora também a variável dummy de migração interfirma. O coeficiente estimado referente a esta variável se mostra significativo e negativo. Assim, um importante fator explicativo dos diferenciais salariais está associado às características das firmas às quais os trabalhadores se vinculam no mercado formal de trabalho. Vale ressaltar que, apesar de importante na determinação dos diferenciais salariais, a magnitude do efeito firma é pequena em relação ao efeito da migração interestadual sobre os salários no setor formal.

Neste sentido, pode-se concluir, em um primeiro momento, que os diferenciais salariais interestaduais no Brasil formal não se alteram substancialmente com a inclusão dos controles de tamanho da firma e, em especial, do controle de migração interfirma. Isto poderia indicar que os efeitos individuais não-observados dos trabalhadores têm uma maior importância na determinação dos diferenciais salariais comparativamente aos efeitos provenientes da mudança de firma.

Tabela 7: Diferenciais de Renda- Regressões em Painel- Efeitos Fixos

Variável dependente: Logaritmo do salário real			
Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)
UF			
AC	0.049 (0.038)	0.089** (0.038)	0.091** (0.038)
AL	0.015 (0.019)	0.020 (0.019)	0.019 (0.019)
AM	0.166*** (0.013)	0.175*** (0.013)	0.176*** (0.013)
AP	0.183*** (0.025)	0.200*** (0.025)	0.199*** (0.025)
BA	-0.024*** (0.009)	-0.015* (0.009)	-0.016* (0.009)
CE	-0.111*** (0.011)	-0.106*** (0.011)	-0.107*** (0.011)
DF	0.163*** (0.007)	0.155*** (0.007)	0.156*** (0.007)
ES	0.068*** (0.014)	0.078*** (0.014)	0.078*** (0.014)
GO	0.043*** (0.011)	0.046*** (0.011)	0.047*** (0.011)
MA	-0.020 (0.016)	-0.009 (0.016)	-0.010 (0.016)
MG	-0.014** (0.007)	-0.009 (0.007)	-0.010 (0.007)
MS	0.064*** (0.013)	0.075*** (0.013)	0.076*** (0.013)
MT	0.105*** (0.014)	0.110*** (0.014)	0.112*** (0.014)
PA	0.036*** (0.011)	0.049*** (0.011)	0.049*** (0.011)
PB	-0.093*** (0.016)	-0.086*** (0.015)	-0.086*** (0.015)
PE	-0.065*** (0.010)	-0.054*** (0.010)	-0.053*** (0.010)
PI	-0.266*** (0.022)	-0.256*** (0.022)	-0.257*** (0.021)
PR	-0.017** (0.007)	-0.008 (0.007)	-0.008 (0.007)
RJ	0.028*** (0.006)	0.030*** (0.006)	0.030*** (0.006)
RN	0.062*** (0.013)	0.067*** (0.013)	0.068*** (0.013)
RO	0.214*** (0.019)	0.222*** (0.019)	0.223*** (0.019)
RR	0.243*** (0.030)	0.265*** (0.030)	0.264*** (0.030)
RS	0.035*** (0.008)	0.041*** (0.008)	0.041*** (0.008)

(continua)

Tabela 7: Diferenciais de Renda- Regressões em Painel- Efeitos Fixos (continuação)

Variável dependente: Logaritmo do salário real			
Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)
SC	-0.024** (0.010)	-0.020** (0.010)	-0.020** (0.010)
SE	-0.057*** (0.019)	-0.043** (0.019)	-0.044** (0.019)
SP	<i>(omitida)</i>		
TO	0.117*** (0.022)	0.133*** (0.022)	0.132*** (0.022)
Tamanho do Estabelecimento			
Ate 99	-	-0.117*** (0.002)	-0.116*** (0.002)
De 100 a 499	-	-0.029*** (0.001)	-0.029*** (0.001)
500 ou mais	-	<i>(omitida)</i>	
Migração de Firma			
Não Migrou de Firma	-	-	<i>(omitida)</i>
Migrou de Firma	-	-	-0.024*** (0.001)
(within)	0.1792	0.1824	0.1827
(between)	0.1256	0.1597	0.1580
(overall)	0.0999	0.1270	0.1252
Observações	1,613,909	1,613,909	1,613,909

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra (1995-2006)

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; erro-padrão entre parêntese; além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, região metropolitana e atividade econômica

7. CONCLUSÃO

Este estudo tem como objetivo investigar os diferenciais salariais decorrentes da migração de trabalhadores entre os estados e, em especial, a situação onde os trabalhadores mudam de emprego, sem migrarem, porém, entre estados. Isto porque as perdas salariais associadas à mobilidade do trabalhador podem ocorrer devido à troca de emprego, mas não necessariamente como consequência da migração. A principal contribuição para a literatura, portanto, consiste em analisar os fatores determinantes dos diferenciais salariais no mercado de trabalho formal brasileiro, verificando até que ponto a variação salarial dos trabalhadores que migram advém da troca de emprego e não da migração propriamente dita.

Em geral, os principais resultados obtidos indicam que, após o controle dos efeitos fixos dos trabalhadores, a mudança de emprego e a migração interestadual são importantes fatores na determinação dos diferenciais salariais. Após uma sensível redução dos coeficientes

estimados das dummies de estado e da dummy de mudança de firma – indicativo da importância da heterogeneidade não-observada –, a magnitude do efeito firma é menor que a magnitude do efeito da migração interestadual sobre os salários no setor formal.

Os coeficientes estimados por efeitos fixos, de modo geral, têm suas magnitude e significâncias reduzidas, corroborando o argumento a favor da importância dos controles dos efeitos não-observáveis no diferencial salarial interestadual. Na busca da verificação da robustez dos resultados, isto é, da correta identificação da parcela referente aos efeitos regional e firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros, a regressão de efeitos fixos foi realizada para uma amostra de trabalhadores não-migrantes entre os estados brasileiros, mas que migraram internamente aos estados. Esta migração interna foi captada pela variável dummy de migração de região metropolitana, que assume o valor 1 para trabalhadores que mudaram de região metropolitana dentro do estado, e 0 caso contrário. O coeficiente estimado para a variável de migração entre regiões metropolitanas foi significativo e positivo (cerca de +3,5%), percebe-se a existência de um efeito decorrente da mudança espacial interna aos estados sobre os diferenciais salariais.

Ainda considerando a robustez dos resultados, a regressão de efeitos fixos foi feita para uma amostra de trabalhadores não-migrantes entre os estados e as regiões metropolitanas brasileiras. Como o coeficiente estimado para estes trabalhadores não-migrantes foi significativo e negativo (cerca de -2,2%), percebe-se a existência de um efeito decorrente da mudança de firma sobre os diferenciais salariais mesmo para aqueles trabalhadores que não se moveram espacialmente. Este resultado mostra que o viés decorrente de uma possível indeterminação dos diferenciais salariais decorrentes da correlação entre o efeito da migração interestadual do efeito da mobilidade entre firmas é bastante minimizado.

8. REFERÊNCIAS

- ANGRIST, J.; KRUGER, A. Empirical strategies in labor economics. In: Ashenfelter, O.; Card, D. (eds.), **Handbook of labor economics**, v. 3A, Elsevier, 1999
- ARBACHE, J. S. Wage differentials in Brazil: theory and evidence. **Journal of Development Studies**, Londres, v. 38, n. 2, p. 691-714, 2001.
- AZZONI, C., SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, 2001.
- AZZONI, C; CARMO, H; MENEZES, T. Comparação da paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 1, p. 91-126, abr. 2003.
- BACHA, E., Taylor, L. Brazilian income distribution in the 60's: facts, model results and controversy'. **The Journal of Development Studies**, v. 14, n. 3, p. 271-97, 1978.
- BARROS, R. P., Mendonça, R. A Evolução do Bem-Estar e da desigualdade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, p. 329-52, 1995.
- BARROS, R. P. de. et al. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006.
- BEHRMAN, J. R., BIRDSALL, N. The quality of schooling: quantity alone is misleading. **American Economic Review**, v. 73, p. 928-946, 1983.
- 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.
- CHISWICK, B. R. The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 86, p. 897-921, out. 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.
- CORSEUIL, C.H. e SERVO, L.S. Criação, Destruição e Realocação de Empregos no Brasil. Brasília: **IPEA**, 2006.
- COSTA, A. C.; KERSTENETZKY, C. L. Desigualdade intragrupos educacionais e crescimento. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 14, n. 2, p. 337-364, jul./dez. 2005.
- COWELL, F. A.; FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. Income distribution in Brazil 1981-1990: parametric and non-parametric approaches. **Discussion paper n. DARP 21**, London School of Economics, 1996.
- FARBER, H. Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Ashenfelter and Card (eds) **Handbook of Labor Economics**, vol. 3b, pp. 2439-2483, 1999.
- FIESS, N.; VERNER, D. Migration and human capital in Brazil during the 1990's. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 3093, 2003.
- FONTES, G.; SIMÕES, R.; HERMETO A. M. Diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000: uma aplicação dos modelos hierárquicos. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, 34., 2006, Salvador, BA. Anais. São Paulo: ANPEC, 2006.
- GATICA, J.; MIZALA, A., ROMAGUERA, P. Interindustry wage differentials in Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, v. 43, n. 2, p. 315-31, 1995.
- GITTLEMAN, M.; WOLFF, E. N. International comparisons of inter-industry wage differentials. **Review of Income and Wealth**, v. 39, p. 295-312, 1993.
- GRAHAM, D. H. Divergent and Convergent Regional Economic Growth and Internal Migration in Brazil: 1940-1960. **Economic Development and Cultural Change**, v. 18, n. 3, p. 362-382, 1970.
- HAMERMESH, D., HASSINK, W.H.J. e VANOURS, J. (1996) Job Turnover and Labor Turnover: A Taxonomy of Employment Dynamics *Annales d'Économie et de Statistique*, 41/42, 21-40

- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Regionais do Brasil**, 2006
- KAHN, L. M. Collective bargaining and the inter-industry wage structure: international evidence. **Economica**, v. 65, p. 507-534, 1998.
- KRUEGER, A. B.; SUMMERS, L. H. Efficiency wages and the inter-industry wage structure. **Econometrica**, v. 56, p. 259-293, 1988.
- LANGONI, C. G. Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil. Rio de Janeiro: **Expressão e Cultura**, 1973.
- MARTINE, George. Brazil. *In*: CHARLES B. Nam; WILLIAM J. **International Handbook of Internal Migration**, 1990.
- MENEZES FILHO, N. Equações de rendimentos: questões metodológicas. Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil. Rio de Janeiro: **IPEA**, 2002
- PEREIRA, V. M. **O Recente processo migratório brasileiro e seus determinantes**. Piracicaba: ESALQ-USP, 2000. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada).
- PINHEIRO, A. C., Ramos, L. Inter-industry wage differentials and earning inequality. **Estudios de Economia**, v. 21, n. 1, p. 79-111, 1994.
- RIBEIRO, E. Fluxos de empregos, fluxos de trabalhadores e fluxos de postos de trabalhos no Brasil. Texto apresentado no **XXXV Encontro Nacional de Economia**, 2007
- RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. Viés de Seleção, Retornos à Educação e Migração no Brasil. *In*: **XXVI Encontro Brasileiro de Econometria**, 2004.
- SAHOTA, Gian S. An Economic Analysis of Internal Migration in Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p. 218–245, 1968.
- SANTOS JUNIOR, E. **Migração e Seleção: O Caso do Brasil**. Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE, Fundação Getúlio Vargas, 2002.
- SAVEDOFF, W. Wage dynamics in urban Brazil: evidence of regional segmentation or national markets. **Revista de Econometria**, v. 11, n. 2, 1991.
- SOARES, R. R; GONZAGA, G. (1999). Determinação de salários no Brasil: Dualidade ou não-linearidade no retorno à educação. **Revista de Econometria**, 19(2):377–404.
- TEAL, F. The size and sources of economic rents in developing country manufacturing labor market. **Economic Journal**, v. 106, n. 473, p. 963-76, 1996.