

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**

Thais Salzer Procópio***

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 em que os trabalhadores mudam de emprego, sem migrarem entre municípios, 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 Raismigra, fornecida pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), abrangendo os anos de 1995 a 2006, os diferenciais salariais são estimados com o controle da heterogeneidade não observada. São realizados 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 intermunicipal são importantes fatores a serem controlados para a correta identificação dos diferenciais salariais interestaduais. Constata-se, ainda, que a magnitude do efeito firma é menor que a magnitude do efeito das migrações, sejam elas interestaduais ou intermunicipais, sobre os salários no setor formal, mas, ainda assim, é significativa.

Palavras-chave: diferenciais salariais; efeito firma; migração interestadual; efeitos fixos.

JEL: J31.

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.

* Os autores agradecem ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) pelo acesso a sua base de dados e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo financiamento recebido para a realização desta pesquisa.

**Professor adjunto do programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (FE/UFJF) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da FAPEMIG.

***Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da FE/UFJF.

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 renda,¹ 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, Menezes-Filho e Ferreira, 2005; Ramalho e Queiroz, 2011). Consideráveis disparidades econômicas continuam a existir entre as regiões brasileiras. Por exemplo, o Produto Interno Bruto (PIB) *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 três vezes o PIB da região Nordeste.² 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 (UFs), cerca de 20% residem em um local diferente do estado natal (Santos Júnior, 2002). Mais recentemente, Aguayo-Tellez, Muendler e Poole (2010) 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 frequentemente 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 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).

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

1. Langoni (1973), Bacha e Taylor (1978), Pinheiro e Ramos (1994), Gatica, Mizala e Romaguera (1995), Barros e Mendonça (1995) e Cowell, Ferreira e Litchfield (1996).

2. O PIB *per capita* a preços correntes do Sudeste em 2006 foi de R\$ 20,079.61, enquanto no Nordeste os valores chegaram a apenas R\$ 7.157,28 (IBGE, 2006).

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 e Bastos 2004), este estudo ganha ainda mais relevância.

Além da introdução, este 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, e, na seção 4, as 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 seção 7 expõe as conclusões acerca da possível existência de *matching* entre firma e trabalhador.

2 REVISÃO DA 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 em 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; Arbache, 1999) foram motivados pelo interesse em se verificar a magnitude do impacto da questão regional no diferencial salarial. Segundo Fontes, Simões e Hermeto (2006), entre as diferentes abordagens que visam explicar as disparidades salariais entre as regiões, apresentam 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 inter-regionais de produtividade.

A abordagem dos diferenciais compensatórios aponta que vantagens e desvantagens das regiões deveriam ser compensadas por diferenciais de salário. Nesse contexto, Azzoni, Carmo e Menezes (2003) analisam o diferencial salarial entre as regiões metropolitanas (RMs) 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. Verificam, assim, 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 a capital humano dos indivíduos de diferentes regiões explicariam o diferencial de renda entre elas. Behrman e Birdsall (1983) verificam tal hipótese por meio 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. Este fato 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 relacionada 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 autores 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 assinala que o principal fator de influência sobre a decisão de migrar é a remuneração. Dessa forma, a decisão por migrar do indivíduo ocorre a partir da comparação entre os ganhos esperados em cada destino e os ganhos esperados caso não realize a migração. Portanto, os custos de migração dos indivíduos estão inversamente relacionados à probabilidade da escolha por migrar. É importante apontar que tanto os custos como os retornos podem ser monetários e não monetários sendo, desta maneira, 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, podendo 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, daqueles que chegaram há mais tempo e dos nativos. Descobriu-se que a taxa de crescimento dos ganhos dos migrantes ultrapassa a dos nativos de tal forma que, a partir de determinado momento, os migrantes passam a ter rendimentos iguais ou até maiores que os nativos. Este fator aponta para a existência de uma seleção positiva do grupo de migrantes, pelo fato de estes se predisporem a migrar e de apresentarem uma motivação maior que, com o passar do tempo no local de destino, gera um aperfeiçoamento de suas habilidades.

Entretanto, o estudo de Chiswick, assim como outros realizados na época, utilizou 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, por meio da construção de um painel de dados formado por uma série de *cross-sections*. No entanto, a utilização de *cross-sections* com diferentes indivíduos não permite o acompanhamento do mesmo migrante ao longo do tempo, impedindo que características não observáveis de cada indivíduo sejam controladas.

Segundo Angrist e Kruger (1999), a maneira ideal de se comparar a diferença de remuneração de indivíduos, decorrente de diferentes características, seria por meio 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 de a variável resultante depender do potencial de auferir rendimentos de cada trabalhador. Isto, em grande parte, não é observável, pois depende de fatores como habilidade, criatividade, capacidade de adaptação a mudanças, capacidade de relacionamento, ambição etc.

Nesse contexto de análise das habilidades não observáveis, a migração toma destaque diante da possível autoseleção 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. Dessa 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, uma vez que, como citado anteriormente, os migrantes são positivamente selecionados, e os ganhos obtidos com a migração podem estar incorporando tais características.

Além da abordagem da heterogeneidade não observada, outra que deve ser considerada refere-se ao fato de as características das firmas e a existência de *matching* entre firma e trabalhador poderem contribuir com parte dessas alterações salariais inicialmente atribuídas à migração. Dessa forma, pode ocorrer de a 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 é decorrente da própria migração *per se*, além da variação decorrente da troca de emprego e firma.

3 BASE DE DADOS

A Raismigra é uma base de dados derivada do registro administrativo Relação Anual de Informações Sociais (Rais), fornecida pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). 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.

A base de dados da Raismigra possui informações de 72.386.408 indivíduos entre os anos de 1995 e 2006. Desse universo de trabalhadores, foram filtrados os indivíduos com idades inferiores a 18 anos e superiores a 65 anos, assim como os que possuíam renda igual a zero. Em seguida, extraiu-se uma amostra aleatória³ de 2% do total de trabalhadores em questão. A fim de se obter uma amostra mais fidedigna, foram ainda excluídos os indivíduos que apresentaram diferenciais em variáveis de características pessoais fixas no tempo em algum momento do período analisado. Finalmente, o banco de dados foi balanceado excluindo-se indivíduos que entraram ou saíram da amostra em algum período. A amostra resultante constitui um painel balanceado com 93.550 indivíduos presentes nos doze anos em análise, totalizando 1.122.600 observações.

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

3. Vale ressaltar que a Raismigra, por ser restrita ao setor formal, apresenta limitações. Não é possível controlar, por exemplo, se o trabalhador é oriundo de emprego informal. Nesse sentido, se os migrantes alocados inicialmente no setor formal são positivamente selecionados em atributos observados e não observados, como apontam Cole e Sanders (1985), essa amostra seria não aleatória.

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 onze anos em análise. Dessa forma, se um indivíduo migrou no ano de 1996 e manteve-se no estado de destino nos demais anos, ele será migrante neste ano e não migrante nos demais anos (1997 a 2006). Caso ele migre novamente em um ou mais anos subsequentes, o indivíduo assume a condição de migrante novamente, ou seja, ele pode migrar entre estados mais de uma vez ao longo dos onze anos.

Foram utilizadas no presente estudo as seguintes variáveis explicativas: UF, RM, município, indústria, gênero, faixa etária, grau de instrução, tamanho do estabelecimento, como variáveis categóricas; além de rendimento de dezembro em salários mínimos (SMs), tempo de emprego, como variáveis contínuas.

Os migrantes interestaduais representam 8,07% da amostra final de trabalhadores, enquanto os indivíduos que migraram de município representam 0,74%.

4 EVIDÊNCIAS INICIAIS: ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

4.1 Perfil médio do trabalhador formal

Nesta seção, realiza-se uma análise da estrutura salarial objetivando examinar 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. 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 doze anos em questão.

Para se captar o real diferencial de rendimentos, utilizou-se a variável de salários nominal, deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) referente a cada RM, possibilitando, dessa 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, postulando que quanto maior o nível de investimento em educação e qualificação, maior deverá ser a remuneração dos indivíduos.

TABELA 1
Renda dos trabalhadores do mercado formal por características

Variável	Definição e descrição	Renda média (R\$)	Desvio-padrão	Frequência
RM – segundo IBGE				
Está em alguma RM	(1,0) <i>dummy</i> de RM	2.209,97	2.695,061	536.705
Fora de RM	(1,0) <i>dummy</i> de RM	1.639,48	2.286,202	585.895
Sexo				
Feminino	(1,0) se feminino	1.616,40	2.135,892	518.736
Masculino	(1,0) se masculino	2.166,34	2760,263	603.864
Grau de instrução				
1ª Etapa do ensino fundamental	(1,0) <i>dummy</i> de educação	953,87	922,666	194.465
2ª Etapa do ensino fundamental	(1,0) <i>dummy</i> de educação	1.198,78	1.264,639	284.398
Ensino médio	(1,0) <i>dummy</i> de educação	1.736,83	1.903,343	383.173
Ensino superior	(1,0) <i>dummy</i> de educação	3.664,11	3.872,953	260.564
Tamanho do estabelecimento				
Até 99	(1,0) <i>dummy</i> de tamanho do estabelecimento	1.521,04	1.977,846	294.464
De 100 a 499	(1,0) <i>dummy</i> de tamanho do estabelecimento	1.922,43	2.520,804	232.620
500 ou +	(1,0) <i>dummy</i> de tamanho do estabelecimento	2.101,67	2.704,323	595.516
Faixa etária				
18 a 24	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	1.007,60	971,036	42.482
25 a 29	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	1.397,20	1.558,562	110.807
30 a 39	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	1.875,99	2.332,186	415.924
40 a 49	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	2.160,59	2.800,649	389.563
50 a 64	(1,0) <i>dummy</i> de faixa etária	1.996,57	2.854,440	163.824

(Continua)

(Continuação)	Variável	Definição e descrição	Renda média (R\$)	Desvio-padrão	Frequência
UFs					
	AC	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.388,18	2.347,060	5.414
	AL	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.414,02	2.129,118	12.312
	AM	(1,0) <i>dummy</i> de região	2.335,36	3.005,553	5.894
	AP	(1,0) <i>dummy</i> de região	2.455,14	2.660,638	2.846
	BA	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.454,00	2.104,602	48.419
	CE	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.360,05	2.020,293	33.426
	DF	(1,0) <i>dummy</i> de região	4.309,22	5.117,429	25.797
	ES	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.957,05	2.651,819	19.062
	GO	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.522,50	2.191,929	27.469
	MA	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.108,80	1.840,960	15.924
	MG	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.656,48	2.186,862	131.674
	MS	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.677,93	2.025,747	11.530
	MT	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.784,00	2.430,831	9.413
	PA	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.608,27	2.478,286	20.472
	PB	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.213,96	1.939,092	17.293
	PE	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.383,43	2.273,469	34.380
	PI	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.102,66	1.545,671	10.832
	PR	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.698,51	2.189,291	73.209
	RJ	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.992,49	2.618,181	111.416
	RN	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.408,81	2.206,130	12.562
	RO	(1,0) <i>dummy</i> de região	2.424,80	3.354,089	5.342
	RR	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.907,10	2.091,061	1.736
	RS	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.953,33	2.414,024	85.900
	SC	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.789,47	2.130,120	45.803
	SE	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.172,05	1.677,784	11.725
	SP	(1,0) <i>dummy</i> de região	2.242,69	2.513,067	339.548
	TO	(1,0) <i>dummy</i> de região	1.310,75	1.772,028	3.202

Fonte: Ralsmigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

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 RMs e RMs não metropolitanas não apresentou grandes oscilações, mantendo uma estrutura de cerca de 50% dos empregos do Brasil para cada RM.

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

Ao se analisar 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 se comparar os valores de rendimentos médios dos trabalhadores do mercado formal de trabalho para as 27 UFs do país, constatou-se uma clara disparidade regional de salários.

A tabela 1 apresenta também as médias de salários reais por UF. Constatou-se que Distrito Federal (DF), Amapá (AP), Rondônia (RO), São Paulo (SP), Amazonas (AM) e Rio de Janeiro (RJ) apresentam as maiores médias salariais, respectivamente. Entre estas regiões, é importante notar que AP, RO e AM são as regiões que apresentam o menor número de trabalhadores nos anos analisados, enquanto SP e RJ apresentam o maior número, podendo se tornar potenciais regiões de destino de migrações devido à atratividade salarial. De maneira oposta, Maranhão (MA), Piauí (PI) e Pernambuco (PE) apresentaram as menores médias salariais.

No que se refere à diferença média salarial do migrante de firma e região, comparativamente ao não migrante, considera-se um total de 1.021.385 observações presentes na amostra de análise, referente a 92.985 trabalhadores empregados no mercado formal, para onze 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, são necessárias informações acerca de suas características (estados, firma) do ano anterior.

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

TABELA 2

Renda média por migração de firma e de município

Descrição da variável	Renda média (R\$)	Desvio-padrão	Frequência
Mudou de município e de firma	2.238,24	2.870.538	26.355
Mudou de firma e manteve-se no município	1.972,00	2.479.940	56.688
Mudou de município e manteve-se na mesma firma	1.928,70	2.491.686	15.691
Não mudou de município nem de firma	1.912,16	2.509.844	930.316

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

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 a dimensão da relação entre trabalhador e firma, por meio do salário pago a indivíduos que se mantêm 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 (MQA) – *pooled cross-section* –, EA e EF, buscando-se o método mais adequado ao modelo em questão. A forma funcional da estimação por MQA é dada pela equação (1).

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

Na equação (1), o logaritmo da renda é explicado por um vetor X que incorpora as variáveis: experiência, experiência ao quadrado, *dummies* de ano, de UFs, de RM, de setor de atividade econômica, de sexo, de faixa etária, de grau de instrução, de tamanho do estabelecimento, além da *dummy* de interesse, de migração de firma. ε_{it} representa o termo de erro e α é o intercepto.

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 MQA 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 as metodologias de controle das características não observadas dos indivíduos.

O método de EF permite controlar as características não observáveis dos indivíduos, como mostra a equação (2).

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

Na equação (2), o logaritmo da renda é explicado pelas mesmas variáveis explicativas da equação (1). O termo de erro da equação é decomposto em um componente fixo, c_i , referente à heterogeneidade variante entre os indivíduos e fixa no tempo, e um aleatório, ε_{it} .

As características não observáveis dos indivíduos, que são fixas ao longo do tempo, e uma possível fonte de correlação entre o termo de erro e alguma variável explicativa, são captadas separadamente do termo de erro. Dessa 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 de EF; caso contrário, aceita-se a hipótese nula e o estimador de EA 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 de firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros. São realizados dois testes de robustez, sendo o primeiro por meio de uma amostra de trabalhadores não migrantes entre os estados brasileiros, mas que migraram internamente para os estados com o objetivo de verificar se há efeito da mobilidade intraestadual sobre os diferenciais salariais, e o segundo por meio de uma amostra de trabalhadores não migrantes entre os municípios brasileiros. O objetivo do último é captar o efeito da mobilidade interfirma sobre os diferenciais salariais, sem a possibilidade de viés decorrente da migração intermunicipal.

6 RESULTADOS

Na tabela 3, são reportados, comparativamente, os resultados das estimativas para os coeficientes das *dummies* de estado usando MQA, EA e 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 UF, tamanho do estabelecimento e mudança de firma –, os controles de ano, senioridade, faixa etária, RM, atividade econômica, grau de instrução, sexo e a constante. A exceção ocorre no modelo de EF, que exclui as variáveis fixas no tempo, como sexo, grau de instrução e faixa etária.

TABELA 3

Diferenciais de renda – regressões em painel

Variáveis independentes	Variável dependente: logaritmo do salário real		
	MQA	EA	EF
UFs			
AC	-0.234*** (0,010)	-0.290*** (0,025)	0.128** (0,061)
AL	-0.484*** (0,007)	-0.424*** (0,015)	-0.113*** (0,026)
AM	-0.071*** (0,011)	(0,007)	0.125*** (0,026)
AP	0.350*** (0,012)	0.111*** (0,029)	0,030 (0,044)
BA	-0.499*** (0,003)	-0.403*** (0,008)	-0.093*** (0,014)
CE	-0.726*** (0,004)	-0.581*** (0,009)	-0.204*** (0,016)
DF	0.499*** (0,006)	0.154*** (0,008)	0.086*** (0,011)
ES	-0.125*** (0,005)	-0.105*** (0,012)	0,027 (0,019)
GO	-0.243*** (0,004)	-0.207*** (0,010)	-0.029* (0,015)
MA	-0.606*** (0,006)	-0.537*** (0,014)	-0.123*** (0,024)
MG	-0.315*** (0,002)	-0.241*** (0,005)	-0.081*** (0,009)
MS	-0.126*** (0,006)	-0.098*** (0,014)	0,025 (0,020)
MT	-0.045*** (0,008)	-0.071*** (0,015)	0.062*** (0,020)
PA	-0.511*** (0,005)	-0.386*** (0,012)	-0.110*** (0,020)
PB	-0.867*** (0,007)	-0.627*** (0,014)	-0.172*** (0,025)
PE	-0.627*** (0,004)	-0.484*** (0,009)	-0.094*** (0,014)
PI	-0.565*** (0,007)	-0.566*** (0,017)	-0.284*** (0,032)
PR	-0.235*** (0,003)	-0.181*** (0,006)	-0.039*** (0,010)
RJ	-0.262*** (0,002)	-0.147*** (0,005)	0,007 (0,009)
RN	-0.521*** (0,007)	-0.430*** (0,014)	-0.087*** (0,022)
RO	0.184*** (0,011)	(0,023)	(0,020)
RR	0.268*** (0,013)	0.249*** (0,038)	0.545*** (0,060)
RS	-0.153*** (0,003)	-0.076*** (0,006)	0.026** (0,012)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Variável dependente: logaritmo do salário real		
	MQA	EA	EF
SC	-0.045*** (0,003)	-0.075*** (0,008)	-0.031** (0,014)
SE	-0.528*** (0,0210906)	-0.485*** (0,015)	-0.149*** (0,024)
SP	(omitida)		
TO	-0.313*** (0,012)	-0.303*** (0,024)	-0.066** (0,032)
Tamanho do estabelecimento			
Até 99	-0.283*** (0,002)	-0.153*** (0,002)	-0.126*** (0,002)
De 100 a 499	-0.057*** (0,002)	-0.045*** (0,002)	-0.034*** (0,002)
500 ou +	(omitida)		
Migração de firma			
Não migrou de firma	(omitida)		
Migrou de firma	0.019*** (0,003)	-0.030*** (0,001)	-0.035*** (0,001)
R ²	0.4686	–	–
(Intra)	–	0.1102	0.1150
(Entre)	–	0.4284	0.1966
(Total)	–	0.3766	0.1441
Hausman	–	chi2= 35844.67	
Observações	1.029.050	1.029.050	1.029.050

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses. Além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, grau de instrução e sexo.

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 EA seja pelo de EF, percebe-se uma considerável alteração nos diferenciais salariais estimados. Primeiramente, analisando a coluna de EA, 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 EF 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 alguns dos coeficientes estimados mudam não apenas sua magnitude mas também sua significância e o sinal. Vale ressaltar a perda de significância dos coeficientes estimados para os estados de AP, ES, MS, RJ e RO no modelo de EF com relação aos coeficientes dos demais modelos. Em geral, os coeficientes estimados por EF têm suas magnitudes e significâncias reduzidas, corroborando o argumento a favor da importância dos controles dos efeitos não observáveis no diferencial salarial interestadual.

Como parte destes diferenciais poderia ser decorrente 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 inter-regional. A significância da variável de mudança interfirma é mantida nos três métodos de estimação. Porém, o método de EF é o que gera o menor coeficiente destes diferenciais, comparativamente aos demais métodos. Nesse último caso, o coeficiente estimado evidencia uma inversão de sinal com relação ao método de MQA, passando de 0,019 para $-0,035$ (ambos significativos a 1%). 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 UFs 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 uma região para outra, pode estar mudando também de uma firma para outra. Não é possível, portanto, identificar o impacto do efeito puro da mudança de firma sobre as variações em seu salário.

Por sua vez, quando um trabalhador migra de uma região para outra, não necessariamente mudará de firma. Pode ocorrer transferências do trabalhador, o qual permaneceria na mesma firma. A tabela 4 foi criada com o objetivo de levantar estatísticas descritivas a respeito das migrações dos trabalhadores do banco de dados. A variável utilizada para controle regional foi a de município, já que esta permite um melhor controle acerca das migrações com relação, por exemplo, ao controle por estados, por considerar menores unidades espaciais e, conseqüentemente, captar maiores possibilidades de migrações.

TABELA 4

Frequência de trabalhadores por tipo de migração

Trabalhador em geral	Frequência	%
Não migrou de firma e de município	930.316	90,41
Migrou de firma e de município	26.355	2,56
Migrou de firma e não migrou de município	56.688	5,51
Não migrou de firma e migrou de município	15.691	1,52
Considerando apenas o trabalhador migrante		
Migrou de firma e de município	26.355	26,69
Migrou de firma e não migrou de município	56.688	57,41%
Não migrou de firma e migrou de município	15.691	15,89%

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Como pode ser observado na tabela 4, cerca de 57% dos trabalhadores migrantes mudaram apenas de firma, mas não se deslocaram espacialmente entre os municípios. Cerca de 16% dos trabalhadores migraram apenas entre municípios. Estas duas situações não evidenciam problemas em sua identificação, ou seja,

captam unicamente o efeito firma ou o efeito regional (municípios) sobre os diferenciais salariais. Todavia, um grupo de trabalhadores, equivalente a 26,69% do total de migrantes, mudou de município e de firma simultaneamente. Isto pode ser fonte de viés nas estimativas dos diferenciais salariais intermunicipais e interfirmas, pois não se sabe se os diferenciais salariais são determinados pelo efeito da migração intermunicipal 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 de firma sobre os diferenciais salariais dos trabalhadores formais brasileiros, novas regressões, incluindo o controle de EF individuais, foram feitas, como pode ser observado nas tabelas 5 e 6. Na tabela 5, a regressão de EF foi realizada para uma amostra de trabalhadores não migrantes entre os estados brasileiros, mas que migraram internamente para os estados. Esta migração interna foi captada pela variável *dummy* de migração de município, que assume o valor 1 para trabalhadores que mudaram de município 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. Ainda na tabela 5, como o coeficiente estimado para a variável de migração entre municípios foi significativo e positivo (cerca de +3,5%), percebe-se a existência de um efeito decorrente da mudança espacial interna para os estados sobre os diferenciais salariais. Desse 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 município	0,016*** (0,003)	0,032*** (0,002)	0,035*** (0,002)
Observações	980.507	980.507	980.507
R ²	0,4551	-	-
(Intra)	-	0,1134	0,1164
(Entre)	-	0,3762	0,1207
(Total)	-	0,3396	0,0882
Número do Programa de Integração Social (PIS)	89,137	89,137	89,137

Fonte: Raimigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Obs.: 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 MQA, a coluna (2) representa a estimação de efeitos aleatórios e a coluna (3) representa a estimação por efeitos fixos.

TABELA 6

Diferenciais salariais dos trabalhadores não migrantes de município

Variável dependente: logaritmo do salário real			
Variáveis independentes	(1)	(2)	(3)
Migração de firma	0.026*** (0.003)	-0.027*** (0.001)	-0.034*** (0.001)
Observações	790.185	790.185	790.185
R ²	0,4609	-	-
(Intra)	-	0,1151	0,1201
(Entre)	-	0,3681	0,1167
(Total)	-	0,3356	0,0773
Número do PIS	71.835	71.835	71.835

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Nota:*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Obs.: 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 MQA, 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 EF foi realizada para um painel balanceado de trabalhadores não migrantes entre os municípios. O objetivo é captar o efeito da mobilidade interfirma sobre os diferenciais salariais, sem a possibilidade de vies decorrente da migração intermunicipal. Como o coeficiente estimado para estes trabalhadores não migrantes foi significativo e negativo (cerca de -3,5%), 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. O resultado é, de fato, igual ao obtido na estimação da tabela 3 e mostra que o vies que se origina de uma possível indeterminação dos diferenciais salariais decorrentes da correlação entre o efeito da migração inter-regional e o efeito da mobilidade entre firmas é bastante minimizado. Isso indica que os resultados obtidos na tabela 3 devem estar muito próximos dos verdadeiros valores e são, portanto, válidos.

6.2 Resultados centrais

Verificado o melhor método de estimação para a presente análise, sendo este o método de EF, além da robustez dos resultados encontrados, analisam-se, na presente subseção, os resultados centrais do estudo.

Em linhas gerais, a tabela 7 evidencia que, após a inclusão dos EF, 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, nesse 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.

Nesse 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 importância maior na determinação dos diferenciais salariais comparativamente aos efeitos provenientes da mudança de firma.

TABELA 7

Diferenciais de renda: regressões em painel – efeitos fixos

Variáveis independentes	Variável dependente: logaritmo do salário real		
	(1)	(2)	(3)
UFs			
AC	0.133** (0,061)	0.132** (0,061)	0.128** (0,061)
AL	-0.119*** (0,026)	-0.112*** (0,026)	-0.113*** (0,026)
AM	0.121*** (0,026)	0.128*** (0,026)	0.125*** (0,026)
AP	0,013 (0,044)	0,030 (0,044)	0,030 (0,044)
BA	-0.108*** (0,014)	-0.093*** (0,014)	-0.093*** (0,014)
CE	-0.213*** (0,016)	-0.203*** (0,016)	-0.204*** (0,016)
DF	0.093*** (0,011)	0.085*** (0,011)	0.086*** (0,011)
ES	0,019 (0,019)	0,028 (0,019)	0,027 (0,019)
GO	-0.032** (0,015)	-0.029* (0,015)	-0.029* (0,015)
MA	-0.123*** (0,024)	-0.123*** (0,024)	-0.123*** (0,024)
MG	-0.084*** (0,009)	-0.080*** (0,009)	-0.081*** (0,009)
MS	0,021 (0,020)	0,026 (0,020)	0,025 (0,020)
MT	0.060*** (0,020)	0.060*** (0,020)	0.062*** (0,020)
PA	-0.115*** (0,020)	-0.108*** (0,020)	-0.110*** (0,020)
PB	-0.177*** (0,025)	-0.173*** (0,025)	-0.172*** (0,025)
PE	-0.108*** (0,014)	-0.093*** (0,014)	-0.094*** (0,014)
PI	-0.287*** (0,033)	-0.283*** (0,032)	-0.284*** (0,032)
PR	-0.044*** (0,010)	-0.038*** (0,010)	-0.039*** (0,010)
RJ	(0,001) (0,009)	0,008 (0,009)	0,007 (0,009)
RN	-0.094*** (0,022)	-0.090*** (0,022)	-0.087*** (0,022)
RO	(0,022) (0,029)	(0,018) (0,028)	(0,020) (0,028)
RR	0.529*** (0,060)	0.547*** (0,060)	0.545*** (0,060)
RS	0.021* (0,012)	0.027** (0,012)	0.026** (0,012)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Variável dependente: logaritmo do salário real		
	MQA	EA	EF
SC	-0.030** (-0,014)	-0.029** (-0,014)	-0.031** (0,014)
SE	-0.158*** (-0,024)	-0.150*** (-0,024)	-0.149*** (0,024)
SP	(omitida)		
TO	-0.085*** (-0,032)	-0.065** (-0,032)	-0.066** (0,032)
Tamanho do estabelecimento			
Até 99	-0.127*** (-0,002)	-0.126*** (0,002)	
De 100 a 499	-0.034*** (-0,002)	-0.034*** (0,002)	
500 ou +	(omitida)		
Migração de firma			
Não migrou de firma			(omitida)
Migrou de firma			-0.035*** (0,001)
R ²	-	-	-
(Intra)	0.1109	0.1143	0.1150
(Entre)	0.1805	0.1988	0.1966
(Total)	0.1312	0.1461	0.1441
Hausman	-	chi2= 35844.67	
Observações	1.029.050	1.029.050	1.029.050

Fonte: Raismigra de 1995-2006. Elaboração dos autores.

Nota: ***significativo a 1%; **significativo a 5%; *significativo a 10%.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses. Além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, atividade econômica, grau de instrução e sexo.

7 CONCLUSÃO

Este estudo teve 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 EF 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 migração intermunicipal sobre os salários no setor formal, porém bastante próximos.

Os coeficientes estimados por EF, de modo geral, têm suas magnitudes 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 EF 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 município, que assume o valor 1 para trabalhadores que mudaram de município dentro do estado, e 0, caso contrário. O coeficiente estimado para a variável de migração entre municípios foi significativo e positivo (cerca de +3,5%), percebendo-se a existência de um efeito decorrente da mudança espacial interna para os estados sobre os diferenciais salariais.

Ainda considerando a robustez dos resultados, a regressão de EF foi feita para uma amostra de trabalhadores não migrantes entre os estados e as RMs brasileiras. Como o coeficiente estimado para estes trabalhadores não migrantes foi significativo e negativo (cerca de -3,4%), 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. Esses resultados mostram que o viés que se origina de uma possível indeterminação dos diferenciais salariais decorrentes da correlação entre o efeito da migração interestadual e o efeito da mobilidade entre firmas é bastante minimizado.

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 firm change dummy - indicative of the importance of unobserved heterogeneity - the magnitude of the firm effect is lower than the magnitude of the effect of migration on wages in the formal sector.

Keywords: wage differentials; firm effect; interstate migration; fixed effects.

8 REFERÊNCIAS

- AGUAYO-TELLEZ, E.; MUENDLER, M.-A.; POOLE, J. P. Globalization and formal-sector migration in Brazil, **World development**, v. 38, n. 6, p. 840–856, 2010.
- ANGRIST, J.; KRUGER, A. Empirical strategies in labor economics. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Elsevier, 1999. v. 3A.
- ARBACHE, J. S. A comparison of different estimates of inter-industry wage differentials: the case of Brazil. **Applied economic letters**, v. 6, p. 67-71, 1999.
- 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**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 1, p. 91-126, abr. 2003.
- AZZONI, C.; SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in regional science**, 2001.
- 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. 271-297, 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.
- 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.
- BREUSCH, T.; PAGAN, A. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The review of economic studies**, v. 47, n.1, p. 239-253, 1980.
- CHISWICK, B. R. The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men. **Journal of political economy**, Chicago, v. 86, p. 897-921, Oct. 1978.
- COLE, W. E.; SANDERS, R. D. Internal migration and urban employment in the third world. **American economic review**, v. 75, n. 3, p. 481-494, 1985.
- CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D. Fatores que determinam o nível salarial no setor formal brasileiro. *In*: CORSEUIL, C. H. *et al.* (Org.). **Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002.
- CORSEUIL, C. H.; SERVO, L. S. **Criação, destruição e realocação de empregos no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006.
- COWELL, F. A.; FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. **Income distribution in Brazil 1981-1990: parametric and non-parametric approaches**. London School of Economics, 1996 (Discussion Paper, n. DARP 21).
- FARBER, H. Mobility and stability: the dynamics of job change. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**, v. 3b, p. 2.439-2.483, 1999.
- FIESS, N.; VERNER, D. **Migration and human capital in Brazil during the 1990's**. World Bank, 2003 (Policy Research Working Paper, n. 3.093),

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...** Salvador: 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.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, 1978.

IBGE – 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, G. Brazil. *In*: CHARLES B. N.; 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.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York, NBER, 1974.

PEREIRA, V. M. **O recente processo migratório brasileiro e seus determinantes**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – ESALQ-USP, Piracicaba, 2000.

PINHEIRO, A. C.; RAMOS, L. Inter-industry wage differentials and earning inequality. **Estudios de economia**, v. 21, n. 1, p. 79-111, 1994.

RAMALHO, H. M. de B.; QUEIROZ, V. dos S. Migração interestadual de retorno e autoseleção: evidências para o Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 41, n. 3, 2011.

RIBEIRO, E. Fluxos de empregos, fluxos de trabalhadores e fluxos de postos de trabalhos no Brasil. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., Recife-PE, 2007. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007.

RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. Viés de seleção, retornos à educação e migração no Brasil. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 26., João Pessoa-PB, 2004, **Anais...** João Pessoa: SBE, 2004.

SAHOTA, G. S. An economic analysis of internal migration in Brazil. **Journal of political economy**, v. 76, n. 2, p. 218-245, 1968.

SANTOS JÚNIOR, E. **Migração e seleção: o caso do Brasil**. Rio de Janeiro: Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE), Fundação Getúlio Vargas, 2002.

SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 35, n. 3, 2005.

SAVEDOFF, W. Wage dynamics in urban Brazil: evidence of regional segmentation or national markets. **Revista de econometria**, v. 11, n. 2, 1991.

TEAL, F. The size and sources of economic rents in developing country manufacturing labor market. **Economic journal**, v. 106, n. 473, p. 963-976, 1996.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

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.

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.

HAMERMESH, D.; HASSINK, W. H. J.; VANOURS, J. Job turnover and labor turnover: a taxonomy of employment dynamics. **Annales d'économie et de statistique**, v. 41/42, p. 21-40, 1996.

SOARES, R. R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: dualidade ou não-linearidade no retorno à educação. **Revista de econometria**, v. 19, n. 2, p. 377-404, 1999.

(Originais submetidos em dezembro de 2011. Última versão recebida em abril de 2013.
Aprovado em julho de 2013.)