

DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS EFEITOS DE AGLOMERAÇÃO SOBRE OS RETORNOS À EDUCAÇÃO NO BRASIL ENTRE 1995 E 2008

Diana Lúcia Gonzaga da Silva¹

Gervásio Ferreira dos Santos²

Ricardo da Silva Freguglia³

O objetivo deste artigo é analisar a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais, a partir dos retornos à educação no Brasil. Para encontrar o efeito de aglomeração sobre os retornos à educação nas 24 regiões metropolitanas do Brasil, uma equação de salários foi estimada com o controle de efeitos fixos individuais e das regiões metropolitanas, com base em um painel de microdados (Rais-Migra) de trabalhadores formais. Os resultados mostram que existem ganhos de aglomeração sobre o retorno à educação no Brasil. Esses ganhos foram mais favoráveis às regiões Norte e Nordeste. As áreas metropolitanas do Centro-Sul tendem a gerar ganhos de acordo com as habilidades individuais dos trabalhadores ou de fatores não observados na equação salarial.

Palavras-chave: economias de aglomeração; prêmio salarial urbano; educação; desigualdade salarial; região metropolitana.

SPATIAL DISTRIBUTION OF AGGLOMERATION EFFECTS ON THE RETURNS TO EDUCATION IN BRAZIL BETWEEN 1995 AND 2008

The objective of this paper is to analyze the spatial distribution of the agglomeration effects on wage differentials, from the returns to education in Brazil. To find the agglomeration effects on the returns to education in 24 metropolitan areas in Brazil, a wage equation was estimated with the control of individual fixed effects and metropolitan areas effects, using a panel of micro data (Rais-Migra) of formal workers. The results show that there is agglomeration gain of the return to education in Brazil. These gains are more favorable in the North and Northeast regions of Brazil. The metropolitan areas of the Center-South tend to generate higher earnings from individual skills of workers or from unobservable factors in the wage equation.

Keywords: agglomeration economies; urban wage premium; education; wage inequality; metropolitan areas.

JEL: J24, J31, R23, C23.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade salarial é um tema recorrente em diversas pesquisas na literatura econômica. O trabalho pioneiro de Mincer (1974) formalizou um modelo para a

1. Doutoranda em economia pela Universidade de São Paulo (IPE-USP). Economista e mestre em economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). *E-mail:* <diana.gonzaga@gmail.com>.

2. Doutor em economia pela FEA-USP e professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal da Bahia. *E-mail:* <gervasios@ufba.br>.

3. Doutor em economia pela FEA-USP e professor adjunto da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora. Bolsista de produtividade do CNPq e pesquisador da Fapemig. *E-mail:* <ricardo.freguglia@ufjf.edu.br>.

determinação salarial. A equação de salários *minceriana* passou a ser adotada nos estudos de economia do trabalho para encontrar os diferenciais salariais e o retorno privado à educação. Buscava-se controlar o efeito das características observáveis dos trabalhadores sobre os salários e, em seguida, das características não observáveis. Entretanto, permanecia um diferencial salarial favorável aos trabalhadores dos grandes centros urbanos. Isso motivou o surgimento de estudos que integram a economia urbana e a economia do trabalho para explicar o diferencial de salários no espaço. Nesse cenário, surgem os estudos envolvendo aglomeração urbana, capital humano e prêmio salarial, a partir da inclusão da localização urbana como determinante salarial.

Na literatura internacional, os trabalhos seminais de Glaeser e Maré (1994; 2001) identificaram um prêmio salarial em áreas urbanas densas. Esse prêmio manteve-se mesmo após considerar a heterogeneidade individual observada e não observada. Rauch (1993) encontrou evidências de aumento de produtividade e salários decorrente das externalidades de capital humano nas áreas urbanas densas, indicando que a educação gera externalidades positivas que reforçam os ganhos de aglomeração.

Embora existam poucos estudos nessa linha de pesquisa no Brasil, já há evidências empíricas de ganhos de aglomeração urbana sobre os salários. Rocha *et al.* (2011) identificaram que, após controle por características observáveis e não observáveis, os trabalhadores das regiões metropolitanas do Brasil apresentaram um diferencial de 0,12 salário-mínimo. Do mesmo modo, Campos e Silveira Neto (2009) encontraram evidências de que os trabalhadores das regiões metropolitanas apresentaram um ganho salarial de até 16%. Por outro lado, também já existem evidências no Brasil de que a educação pode ter impactos diferenciados sobre os salários com base nas economias de aglomeração urbana. O estudo de Falcão e Silveira Neto (2007) revelou um ganho de 1,7% sobre os salários devido ao aumento da proporção de trabalhadores com ensino superior, o que sugeriu a existência de externalidades positivas da concentração espacial de capital humano.

Os dados recentes da Relação Anual das Informações Sociais e de Migração Rais-Migra do Ministério do Trabalho e Previdência Social (MTPS) mostram um crescimento dos salários no Brasil, de forma mais acentuada na região Nordeste, entre 1995 e 2008. A diferenciação salarial entre as regiões metropolitanas é menor. No entanto, ainda persiste um diferencial regional de salários no Brasil, em favor das regiões mais dinâmicas do Centro-Sul.⁴ Os salários das regiões metropolitanas são maiores do que os valores médios em suas respectivas unidades da federação. Isso sugere a existência de ganhos salariais nessas áreas. Os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Pnad/IBGE) mostram o aumento na escolaridade média do Brasil, que avançou de 6,1

4. O Centro-Sul do Brasil corresponde às regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

para 7,2 anos médios de estudo, entre 2001 e 2009, e de 5 para 6,7 anos médios, entre 1995 e 2008. Embora o aumento recente tenha sido mais pronunciado na região Nordeste, que evoluiu de 4,7 para 6 anos médios de escolaridade, entre 2001 e 2009, essa região ainda possui a menor média de escolaridade. Os níveis médios de escolaridade são sempre superiores nas regiões metropolitanas. No entanto, ainda persistem as desigualdades educacionais entre as regiões do Brasil.

A presença de externalidades locais específicas pode garantir retornos diferenciados para cada ano adicional de escolaridade. Considerando a possível existência de economias de aglomeração urbana nas regiões metropolitanas do Brasil, o problema de pesquisa que emerge é: as economias de aglomeração determinam algum padrão de distribuição espacial do prêmio salarial urbano e dos retornos à educação no mercado de trabalho formal do Brasil? Sendo assim, o objetivo deste artigo é analisar empiricamente a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais, a partir dos retornos à educação dos trabalhadores formais do Brasil. Para encontrar tais efeitos de aglomeração sobre os retornos à educação nas 24 regiões metropolitanas do Brasil, uma equação de salários é estimada com o controle de efeitos fixos individuais e das regiões metropolitanas, com base em um painel de microdados da Rais-Migra do Ministério Trabalho e Previdência Social (MTPS), que inclui apenas os trabalhadores formais. A hipótese apresentada é a de que a distribuição dos ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação dos trabalhadores formais pode estabelecer um padrão regionalmente desigual, que favorece as áreas urbanas mais dinâmicas do Brasil. Os ganhos de aglomeração podem acentuar o retorno à educação nos locais com elevado capital humano, em virtude das externalidades positivas da educação. Portanto, esse estudo contribui para a literatura de diferenciais salariais ao verificar se os efeitos de aglomeração sobre os retornos à educação podem contribuir para reforçar ou reduzir as desigualdades salariais no mercado de trabalho formal entre as regiões do Brasil.

Além desta introdução, o artigo é composto de mais cinco seções. A seção 2, Educação e distribuição espacial dos salários no Brasil, fará uma avaliação da dinâmica recente do mercado de trabalho no Brasil, com base na evolução dos salários dos trabalhadores formais e da escolaridade média nas unidades da federação e regiões metropolitanas. A seção 3, Economias de aglomeração, educação e prêmio salarial urbano, trata do referencial teórico adotado nesta pesquisa, com base na economia regional e urbana e na economia do trabalho, sobre as economias de aglomeração, o prêmio salarial urbano e a educação. A seção 4, Base de dados, definição de variáveis e estratégia empírica, descreve a metodologia do trabalho. A seção 5, Resultados, apresentará as estatísticas descritivas da amostra, a especificação da função de regressão utilizada nas estimações econométricas e os respectivos resultados dessas estimações. Em seguida, na seção 6, serão apresentadas as considerações finais deste artigo.

2 EDUCAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS SALÁRIOS NO BRASIL

Existe uma diferenciação individual e espacial dos salários no Brasil (Savedoff, 1990; Langoni, 2005). Diversos estudos identificaram uma redução nas desigualdades de renda do país, a partir do ano 2000 (Ipea, 2006; Menezes-Filho *et al.*, 2007). Entre os principais determinantes para essa redução, a educação e o crescimento real dos salários foram identificados (Ipea, 2006; Menezes-Filho *et al.*, 2007). Embora este cenário recente favoreça a redução das desigualdades regionais, os diferenciais salariais no Brasil ainda persistem.

Diversos fatores são elencados como possíveis explicações para as diferenciações espaciais de salários no Brasil, entre eles os de custos de vida e de produtividade, as dotações de amenidades locais e os custos de mobilidade. As diferenças na composição da força de trabalho e nas estruturas produtivas também definem a desigualdade salarial. A educação e as características individuais não observadas dos trabalhadores explicam grande parte do diferencial salarial inter-regional do Brasil (Barros *et al.*, 2000; Freguglia e Menezes-Filho, 2012). Além disso, as dimensões de segmentação intrarregional no mercado de trabalho, tais como formal e informal, setorial e por tamanho de empresas, entre outras, também podem explicar a manutenção das divergências salariais (Servo e Azzoni, 2002; Silveira Neto e Azzoni, 2004; Rocha *et al.*, 2011).

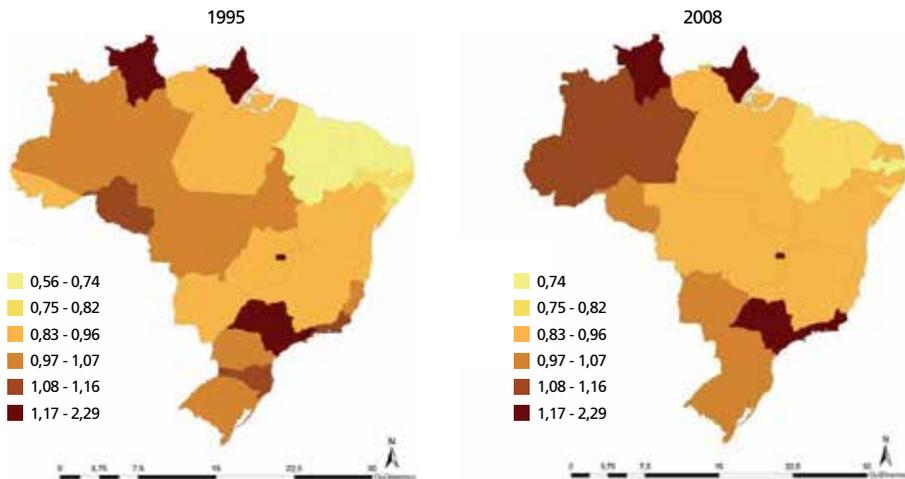
A análise dos dados da Rais-Migra do MTPS fornece uma caracterização do perfil dos trabalhadores no mercado de trabalho formal do Brasil. A figura 1 mostra a razão de rendimentos do trabalho formal, entre as UFs e o Brasil, no período de 1995 a 2008.

No mercado de trabalho formal, os salários relativos foram maiores nas regiões Norte, Sul e Sudeste. Os menores salários relativos estavam na região Nordeste. A menor proporção salarial nas UFs foi de 74%, em 2008, e de 56% em 1995. O crescimento do salário do trabalho formal no Brasil, nos anos recentes, não foi capaz de reverter a persistente desigualdade regional salarial.

O gráfico 1 mostra a razão entre o salário real das regiões metropolitanas (RMs) e o salário real das respectivas unidades federativas (UFs). A divergência em relação às UFs foi, em média, maior nas regiões Norte e Nordeste. No segmento formal, o diferencial de salários das RMs em relação às respectivas UFs é muito próximo entre as macrorregiões do Brasil, mas ainda persistem as desigualdades. Em 2008, enquanto os salários reais nas RMs de Salvador e Maceió foram 30% acima das médias estaduais da Bahia e de Alagoas, o maior ganho salarial relativo, da RM de Florianópolis, foi cerca de 40% acima da média da de Santa Catarina.

FIGURA 1

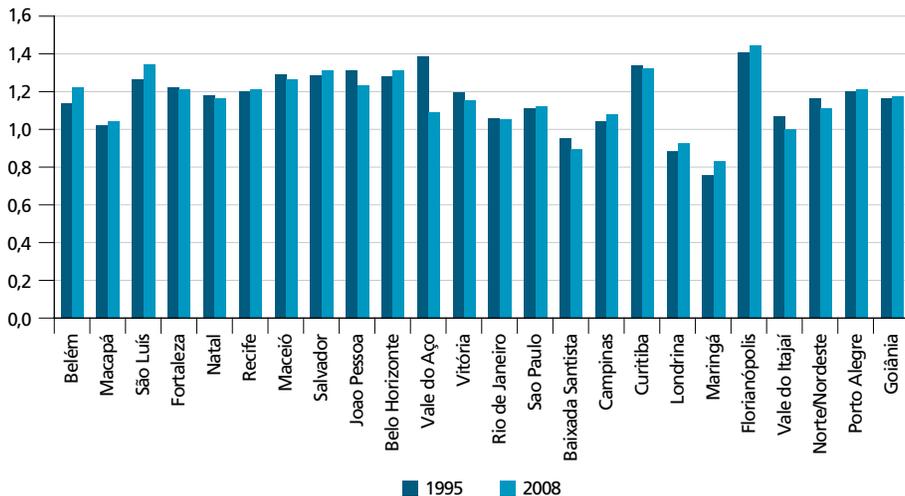
Razão entre o rendimento do trabalho formal das Unidades da Federação e o rendimento do Brasil: 1995 e 2008



Elaboração própria, com base na Rais/Migra (Brasil, 2011).

GRÁFICO 1

Razão entre o rendimento médio real do trabalho formal das RMs e o rendimento das UFs do Brasil: 1995 e 2008 (R\$ de 2008)



Elaboração própria, com base na Rais/Migra (Brasil, 2011).

Obs.: Valores nominais corrigidos pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)/IBGE.

A análise do mercado de trabalho formal apontou uma tendência salarial mais favorável à região Nordeste, o que pode contribuir para a redução das disparidades regionais no mercado de trabalho formal, no longo prazo. Os dados sugerem a existência de ganhos de aglomeração urbana no mercado de trabalho formal das regiões metropolitanas do Brasil. As diferenças salariais são menores entre áreas metropolitanas. No segmento formal, a distância entre os salários das RMs e a média de suas respectivas UFs parece menor. No entanto, ainda permanece um diferencial salarial entre as grandes regiões.

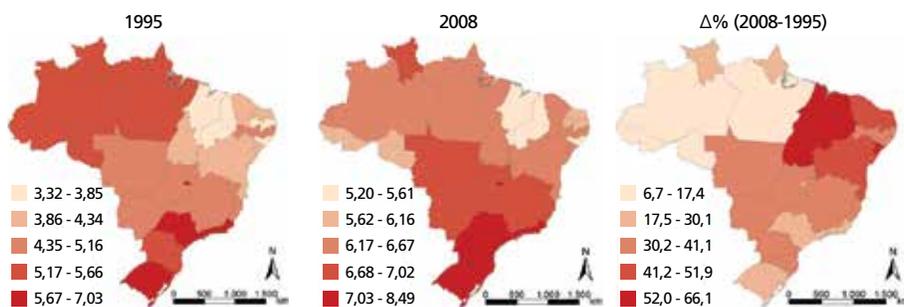
2.1 Diferencial de Escolaridade no Brasil

O Brasil é caracterizado por uma baixa escolaridade média e por uma alta heterogeneidade educacional entre as regiões. Barros *et al.* (2000) mostraram que a educação é responsável por aproximadamente 40% dos diferenciais salariais no Brasil. Esse diferencial salarial por nível educacional vem declinando desde 1995, e de forma mais acelerada a partir de 2001, segundo o relatório do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea, 2006). A tendência de homogeneização educacional dos trabalhadores brasileiros contribuiu em 10% para a redução da desigualdade salarial, entre 2001 e 2004 (Ipea, 2006).

Apesar da elevação da escolaridade, a análise dos anos médios de estudo nas UFs mostra que ainda existe uma considerável heterogeneidade educacional no Brasil. A figura 2 mostra a evolução nos anos médios de estudo entre as UFs do Brasil.

FIGURA 2

Escolaridade média nas unidades da federação do Brasil e taxa de crescimento da escolaridade: 1995 e 2008



O país elevou a média de anos de escolaridade em 1,1 anos, entre 2001 e 2009, alcançando 7,2 anos médios. Entre 1995 e 2008, os dados da Pnad indicaram um aumento de 1,7 unidades nesta média, avançando de 5 para 6,7 anos médios. Em 2008, as médias de escolaridade mais baixas foram verificadas nos estados de Alagoas (5,2) e do Piauí (5,5), e as maiores médias no Distrito Federal (8,5),

em São Paulo (8) e no Rio de Janeiro (8). A figura 2 apresenta, ainda, a variação na escolaridade média das UFs do Brasil entre 1995 e 2008. A região Nordeste apresentou a maior elevação percentual na escolaridade média nesse período. Todos os estados da região Nordeste apresentaram crescimento da escolaridade acima da média nacional (34%). Considerando que a região Nordeste apresenta a menor escolaridade média do país, o efeito marginal de um crescimento superior à média nacional deve ser maior nessa região.

A escolaridade média nas RMs é mais homogênea e menos desigual do que entre as UFs do Brasil. Os dados da Pnad/IBGE mostram que existe um padrão espacial convergente em nove grandes RMs do Brasil (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre), entre 2001 e 2009, em torno de oito anos de estudo, o que representa o ensino fundamental completo. Isso levaria a concluir que a escolaridade média nas áreas metropolitanas está acima da estadual e da nacional. Os dados são compatíveis com a hipótese da concentração de capital humano relativamente mais elevado nas áreas urbanas densas. Por sua vez, considerando a amostra da Rais-Migra (MTPS) utilizada neste artigo, no período de 1995-2008, a maior proporção de trabalhadores formais possuía ensino médio completo, sugerindo que no segmento formal a escolaridade média seria mais elevada.

TABELA 1
Grau de instrução das regiões metropolitanas do Brasil: 1995-2008
(Em %)

Região metropolitana	Analfabetos	Fundamental incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto	Médio completo	Superior incompleto	Superior completo
Norte – RMs	0,7	11,0	17,0	4,3	43,1	2,2	22,3
Belém	0,7	12,7	15,9	7,4	37,7	3,6	22,1
Macapá	-	9,2	18,1	1,1	48,4	0,8	22,5
Nordeste – RMs	2,5	15,7	10,7	4,7	34,8	3,0	28,7
Fortaleza	0,8	16,3	15,9	4,5	33,7	3,9	24,9
João Pessoa	4,6	11,5	3,7	2,0	10,7	1,4	66,0
Maceió	2,7	20,2	11,1	5,1	30,1	5,0	25,9
Natal	0,7	17,5	13,6	6,6	41,6	2,1	17,9
Recife	2,4	24,1	10,8	5,8	30,0	4,0	23,0
Salvador	0,7	13,7	8,6	6,9	40,3	2,7	27,1
São Luís	5,8	6,3	11,4	1,7	57,0	2,1	15,8
Centro-Oeste – RMs	1,1	25,9	8,8	25,2	11,9	3,0	24,1
Goiânia	1,1	25,9	8,8	25,2	11,9	3,0	24,1

(Continua)

(Continuação)

Região metropolitana	Analfabetos	Fundamental incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto	Médio completo	Superior incompleto	Superior completo
Sudeste – RMs	0,6	20,1	13,1	5,6	30,4	4,2	26,0
Baixada Santista	1,6	26,4	12,9	6,8	26,0	3,4	22,8
Belo Horizonte	0,3	18,3	8,8	3,6	30,8	2,9	35,3
Campinas	0,5	24,3	13,4	5,8	25,5	4,5	26,1
Rio de Janeiro	0,5	19,5	15,3	5,5	27,4	4,3	27,4
São Paulo	0,5	17,9	14,1	5,4	28,0	5,5	28,6
Vale do Aço	0,4	22,3	17,0	8,0	36,6	2,1	13,7
Vitória	0,5	12,0	10,2	4,1	38,6	6,4	28,2
Sul – RMs	0,5	21,2	12,9	6,3	26,6	5,5	27,0
Curitiba	0,3	17,2	10,1	5,3	28,5	5,1	33,6
Florianópolis	0,5	11,1	10,5	4,4	30,9	3,7	38,8
Londrina	1,0	24,6	10,3	6,5	25,1	6,0	26,5
Maringá	1,0	23,8	11,0	6,9	22,2	6,3	28,9
N/NE Catarinense	0,5	20,3	21,7	8,8	32,4	2,9	13,3
Porto Alegre	0,2	17,8	9,4	5,3	27,1	8,5	31,7
Vale do Itajaí	0,1	33,6	17,3	7,1	20,3	5,8	15,9
Total RMs	0,7	18,1	12,4	5,8	29,1	4,7	29,1
Brasil	1,0	22,7	12,4	5,7	29,4	4,2	24,6

Elaboração própria, com base na amostra da Rais-Migra (1995-2008) (Brasil, 2011).

Os dados da Pnad mostram uma redução nos diferenciais de escolaridade entre as UF's do Brasil. O aumento mais pronunciado na região Nordeste contribuiu para essa redução. A escolaridade nas RMs está acima da média nacional e o diferencial entre elas é menor. Ainda permanece a concentração dos níveis mais altos de escolaridade nas regiões do Centro-Sul do país. De acordo com a Rais-Migra (MTPS), no segmento formal, predominaram os trabalhadores com ensino médio completo. No entanto, as regiões do Centro-Sul ainda concentram a maior parcela de trabalhadores com ensino superior completo ou incompleto. O que resta saber é se os trabalhadores dessas regiões teriam outros atributos observáveis e não observáveis que os levariam a ter os maiores ganhos salariais. Esta análise será feita neste trabalho.

2.2 Salário e densidade populacional nas regiões metropolitanas do Brasil

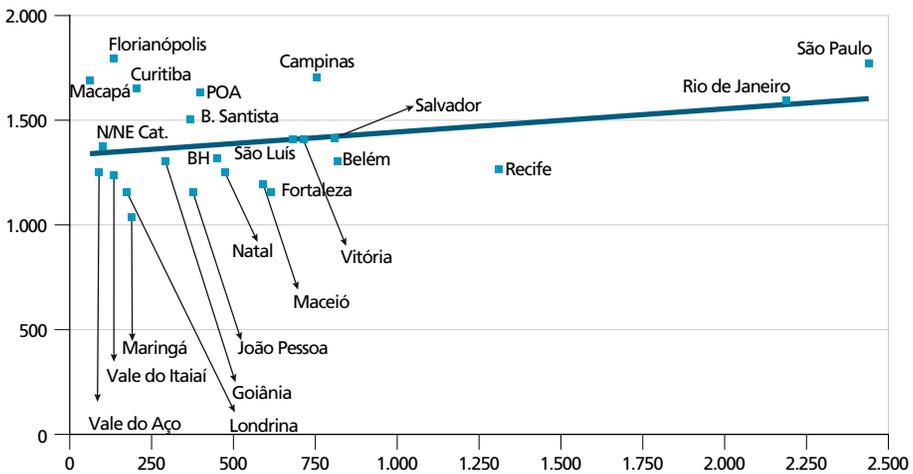
A dimensão populacional concentrada nas regiões metropolitanas do Brasil pode sugerir a existência de fatores específicos que atraem os indivíduos para esses locais. O censo demográfico 2010, elaborado pelo IBGE, mostrou que cerca de 40% da população do país vive em áreas metropolitanas. Isso mostra que existe uma forte concentração populacional em torno das áreas metropolitanas do país. Portanto,

a existência de economias de aglomeração que justifiquem tal escolha locacional precisa ser considerada nos estudos sobre os salários e sobre a dinâmica do mercado de trabalho no Brasil.

A figura 3 apresenta a relação entre os salários reais do trabalho formal (em R\$ de 2008) e a densidade populacional nas áreas metropolitanas do Brasil, no ano de 2010. É possível perceber uma relação positiva e crescente entre a densidade urbana e os salários reais nas RMs do Brasil. As áreas de maior densidade populacional no Brasil, São Paulo e Rio de Janeiro, apresentam as maiores relações de salário-densidade. Entre as RMs das regiões Sul e Sudeste, encontram-se no extremo inferior e abaixo da reta de tendência linear as RMs de Vale do Aço, Vale do Itajaí, Maringá e Londrina. O ajuste linear revela um padrão espacial em que as RMs da região Nordeste estão abaixo da reta, com salários reais relativamente menores, enquanto as RMs das regiões do Centro-Sul estão acima da reta, com salários reais mais elevados. Entretanto, a relação positiva salário-densidade foi mais forte nas RMs das regiões Norte e Nordeste do que nas áreas da região Sul.

FIGURA 3

Salário do trabalho formal nas regiões metropolitanas e densidade demográfica de 2010 (R\$ de 2008) e (pop/km²)



Elaboração própria, com base na Rais-Migra 2008 e no censo 2010 do IBGE (Brasil, 2011).

Os dados recentes sobre salários e educação permitem concluir que há uma redução nas desigualdades entre as UFs do Brasil. No entanto, persiste uma distribuição espacial desigual dos salários e da educação. A análise sugere a existência de ganhos de aglomeração urbana sobre os salários das áreas metropolitanas do Brasil. Os ganhos são mais intensos para os trabalhadores da região Nordeste, um indício preliminar de que, relativamente, faz mais diferença para os trabalhadores

dessa região a localização em uma área metropolitana. Os trabalhadores das áreas metropolitanas do país possuem escolaridade acima da média das UFs. Logo, os maiores ganhos nestas áreas podem apenas manifestar os maiores retornos aos atributos de seus trabalhadores. Considerando a possível existência de economias de aglomeração urbana no Brasil, o problema de pesquisa que se coloca é: as economias de aglomeração determinam algum padrão de distribuição espacial do prêmio salarial urbano e dos retornos à educação, no mercado de trabalho formal do Brasil? A resposta a essa pergunta permite avaliar a distribuição espacial dos retornos à educação no Brasil e se o padrão age sobre as decisões de localização dos trabalhadores qualificados.

3 ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO, EDUCAÇÃO E PRÊMIO SALARIAL URBANO

Esta seção faz uma revisão da literatura internacional e nacional sobre as abordagens recentes do prêmio salarial urbano e capital humano, integrando a economia urbana e a economia do trabalho.

3.1 Determinação salarial e retorno à educação no mercado de trabalho

Na literatura do capital humano, um trabalho seminal e pioneiro na medição dos ganhos individuais no mercado de trabalho foi o de Mincer (1974). O autor apresentou uma equação de determinação salarial que ficou conhecida como equação minceriana. A equação minceriana define a escolaridade e a experiência como componentes do investimento individual em capital humano que explicam os salários. O retorno à educação é o ganho salarial obtido pelo trabalhador a cada ano adicional de escolaridade. Fundamentados na equação minceriana, estudos em economia do trabalho (*labor*) encontraram significativos retornos à educação no mercado de trabalho e diferenciais entre os países. Como resultado, a educação tem ocupado posição de destaque nos estudos sobre a determinação salarial.

Becker (1964) estende a análise de Mincer (1958) ao relacionar diretamente a distribuição de ganhos às taxas de retornos e os custos dos investimentos em capital humano. A Teoria do Capital Humano de Becker (1964) foi pioneira na discussão sobre os investimentos em educação e seus efeitos para o mercado de trabalho e em outras esferas. Os gastos em educação e treinamento seriam importantes investimentos pessoais que produzem capital humano. O investimento em capital humano deve gerar maior rendimento médio para os indivíduos. Becker (1964) assume que a contribuição da educação para os rendimentos individuais pode ser calculada se a taxa de retorno e o investimento são conhecidos, dada a seguinte equação:

$$E_i = X_i + \sum_{j=1}^m r_{ij} C_{ij}, \quad (1)$$

em que E_i são os ganhos brutos após o período de investimento, C_{ij} é o montante de investimento j realizado pelo indivíduo i , r_{ij} é a taxa de retorno para o investimento e X_i é o efeito do capital original ou os ganhos quando não há investimento em capital humano. Variações de X podem explicar diferenças entre categorias de habilidades. As categorias de alta habilidade possuem maior investimento médio em capital humano do que as categorias de baixa habilidade. A formulação estatística simplificada e aplicada aos retornos à educação foi apresentada como:

$$\log E_i = \alpha + \sum_{j=1}^{q_i} \bar{r} S_j + \nu_i, \quad (2)$$

sendo E_i os ganhos brutos, $\alpha = \log \bar{X}$, \bar{r} é a taxa de retorno médio sobre cada S anos de escolaridade formal e ν_i inclui o efeito de outros tipos de capital humano. Se S e ν_i são não correlacionados, uma regressão OLS dessa equação daria estimativa não enviesada da contribuição de educação sobre os rendimentos.

A literatura empírica em economia do trabalho identifica o capital humano individual com base em dois componentes mensuráveis: a escolaridade e a experiência. Os desenvolvimentos na Teoria do Capital Humano permitiram disseminar evidências da influência da educação (ou habilidade observada) na determinação dos salários. O estudo de Halfdanarson *et al.* (2008) apontou que as estimativas do retorno privado a cada ano adicional de educação variam entre 8 e 12%. Estudos mais recentes têm considerado as externalidades de capital humano. Uma questão ainda ambígua é a identificação de medidas apropriadas de capital humano para a estimação das externalidades. A média de escolaridade ou a proporção de trabalhadores com grau universitário, por exemplo, têm sido utilizadas como medidas de capital humano (Halfdanarson *et al.*, 2008).

Versões ampliadas da equação minceriana passaram a incluir características adicionais do trabalhador ou do mercado de trabalho que poderiam influenciar os salários. Características observáveis dos trabalhadores como educação, raça e gênero puderam ser avaliadas. Estudos mais recentes em economia do trabalho e urbana consideram a presença de fatores específicos dos trabalhadores, não observáveis (habilidades não observadas), que podem explicar a diferenciação salarial. A inclusão das habilidades não observadas contribui para o controle do possível viés de autosseleção associado à atração de trabalhadores mais habilidosos para os grandes centros urbanos. Esse controle permite mitigar grande parte da vantagem salarial aparente associada à migração para tais áreas. No entanto, após o controle, permanecia um diferencial de retornos entre trabalhadores em diferentes localizações.

A manutenção dos diferenciais salariais no espaço é explicada por diversos fatores. Variações espaciais nos custos de vida, na produtividade, nas dotações de amenidades locais e nas estruturas produtivas são alguns fatores. Os diferenciais de

produtividade, no entanto, podem estar associados às características específicas locais. Nesse contexto, surgem as análises em economia urbana que relacionam os ganhos de produtividade e salários às economias de aglomeração urbana, fundamentadas nos fatores locais específicos. Novas abordagens baseadas nas inter-relações entre a economia urbana e a economia do trabalho relacionam o prêmio salarial urbano e as externalidades de capital humano. Essa abordagem emprega versões ampliadas de equações salariais mincerianas, com a inclusão de variáveis de localização urbana e do nível médio de capital humano. A integração das literaturas envolve as relações entre o salário, o capital humano e as economias de aglomeração (Halfdanarson *et al.*, 2008).

3.2 Prêmio salarial urbano, educação e habilidades

A partir do desenvolvimento teórico sobre as economias de aglomeração surgiu uma literatura que integra elementos de economia regional e urbana à economia do trabalho. Essa abordagem avalia os efeitos das economias de aglomeração sobre os diferenciais de salários. Os trabalhos pioneiros de Glaeser e Maré (1994 e 2001) encontraram uma relação positiva entre os salários e o tamanho da cidade, conhecida como prêmio salarial urbano. O prêmio salarial está associado, entre outros fatores, ao capital humano acumulado pelos trabalhadores na cidade. A partir desses trabalhos seminais, Yankow (2006), Glaeser e Resseger (2009) e outros pesquisadores desenvolveram estudos que avaliam os efeitos da interação entre habilidades, educação e aglomeração sobre a produtividade e os salários.

Os ganhos de aglomeração no mercado de trabalho podem emergir do aumento da produtividade dos trabalhadores na presença de externalidades positivas. São exemplos dessas externalidades o acesso à maior diversidade de ocupações e mercados de trabalho mais amplos, a maior concentração e acúmulo de capital humano etc. O benefício da proximidade é um suposto subjacente ao prêmio salarial urbano. O prêmio salarial urbano é identificado de acordo com a definição de localização adotada. A maioria dos estudos empíricos usa definições geográficas e administrativas oficiais de cidades ou áreas metropolitanas para delimitar o alcance espacial das economias de aglomeração (Glaeser e Maré, 2001; Halfdanarson *et al.*, 2008; Rocha *et al.*, 2011).

A literatura sobre economias de aglomeração prevê maiores salários e produtividade em áreas densas. De acordo com Halfdanarson *et al.* (2008), os trabalhadores recebem salários maiores nas cidades, já que existe um verdadeiro prêmio salarial à aglomeração urbana, cuja magnitude varia em torno de 5 a 10% na literatura internacional. O prêmio é em parte recebido imediatamente após a entrada na cidade, mas grande parte é recebida ao longo do tempo nela. Os estudos sobre o prêmio salarial urbano remontam à década de 1990. Quando possível, é descontado o viés de seleção, associado à heterogeneidade individual ou espacial não

observada, para encontrar o verdadeiro efeito de localização urbana (Halfdanarson *et al.*, 2008; Abel *et al.*, 2011).

Diversas explicações na literatura econômica foram identificadas para a maior produtividade e salário nas cidades. As interpretações possíveis para o prêmio salarial urbano seriam: *i)* o prêmio representa viés de habilidades omitidas, já que os trabalhadores mais habilidosos viveriam nas cidades e apresentariam maior produtividade; *ii)* o prêmio seria um efeito em nível, com a hipótese de que o aumento da produtividade do trabalhador nas cidades eleva os salários imediatamente, pelas externalidades urbanas; e *iii)* o prêmio representa um crescimento salarial mais rápido nas cidades (efeito crescimento salarial), em que os salários só devem aumentar ao longo do tempo.

Utilizando dados em painel dos Estados Unidos (PSID, 1968-1983 e NLSY, 1983-1993) para trabalhadores do sexo masculino, Glaeser e Maré (1994 e 2001) encontraram evidências de salários 32-33% maiores para trabalhadores em grandes cidades de áreas metropolitanas dos Estados Unidos. O diferencial foi reduzido para 29,03%, quando foi feito o controle para a educação, raça e experiência do trabalhador, e para 26,88%, quando foram consideradas as características do emprego. O prêmio salarial urbano foi maior para os trabalhadores mais experientes e mais educados e caiu para 3-4% quando foi feito o controle das heterogeneidades individuais não observadas. Após a migração para cidades dos Estados Unidos, os trabalhadores experimentaram um crescimento salarial entre 10-12%. As evidências sugerem dois efeitos representando o prêmio urbano: o efeito dos ganhos imediatos em nível salarial e o efeito de crescimento salarial (Glaeser e Maré, 1994, 2001). Yankow (2006) identificou um prêmio salarial urbano de 19% para trabalhadores em grandes áreas urbanas dos Estados Unidos, utilizando microdados em painel (NLSY, 1979-1994). A estimação por efeitos fixos sugeriu que cerca de dois terços do prêmio decorreu da atração de trabalhadores com maiores habilidades não observadas para as cidades. O prêmio restante (6%) consistiu tanto de efeito em nível salarial quanto de crescimento salarial.

As abordagens recentes da economia urbana sugerem a existência de externalidades de capital humano como explicação fundamental para a maior produtividade e os maiores salários nas grandes cidades (Abel *et al.*, 2011; Glaeser e Maré, 1994; Rauch, 1993). Essa literatura aponta que o capital humano acumulado nas cidades amplia a produtividade média dos trabalhadores, por meio de *spillovers* de conhecimento. Os *spillovers* possibilitam a troca de experiências e conhecimentos por intermédio das interações em ambientes densos. Portanto, os salários devem ser altos nas cidades densas com maiores níveis de educação (Abel *et al.*, 2011; Glaeser e Maré, 1994; Rauch, 1993). Os efeitos positivos da densidade sobre a produtividade devem ser ampliados pelo estoque de capital humano das áreas metropolitanas. A interação da

densidade com a habilidade foi definida por Abel *et al.* (2011) como a densidade de capital humano.

As abordagens sobre externalidades localizadas de capital humano e prêmio salarial urbano, citadas neste artigo, revelam, entre outros aspectos, que: *i*) existe um verdadeiro prêmio salarial urbano que difere de acordo com o trabalhador; *ii*) os trabalhadores ganham salários mais altos em áreas intensivas em capital humano; e *iii*) as externalidades de capital humano devem ser uma das fontes para a existência do prêmio salarial urbano, mas não a única. O que a teoria sugere, então, é que existem ganhos salariais mais elevados em áreas intensivas em capital humano, e o prêmio salarial urbano tende a ser maior para os trabalhadores mais qualificados (Halfdanarson *et al.*, 2008).

No estudo de Glaeser e Maré (2001) foi encontrado um retorno à educação de cerca de 7% nas cidades dos Estados Unidos. Ambos os retornos, à educação e à experiência, foram maiores em áreas metropolitanas. O prêmio urbano e o retorno à escolaridade foram superiores para os mais educados. Glaeser e Resseger (2009) incluíram a proporção de trabalhadores com ensino superior e identificaram uma queda de 25% no prêmio urbano. Logo, grande parte do prêmio seria o retorno à escolaridade elevada. Rauch (1993) estimou as externalidades positivas de capital humano local sobre os salários e a produtividade. Os resultados mostraram que cada ano adicional na escolaridade média das áreas metropolitanas dos Estados Unidos levou a um aumento de 2,8% na produtividade dos fatores. O estudo de Abel *et al.* (2011), para as áreas metropolitanas dos Estados Unidos, identificou um efeito positivo da interação entre densidade e capital humano. A duplicação da densidade gerou um aumento de 9,7% na produtividade do trabalho. Essa relação variou de 13,4%, em as áreas de capital humano acima da média, para 4,8%, em áreas de baixo capital humano.

A revisão dos trabalhos empíricos da literatura que integra economia urbana (prêmio salarial urbano) e economia do trabalho (externalidades do capital humano) sugere a existência de ganhos de aglomeração sobre os salários em áreas urbanas densas, mesmo após considerar a diversidade produtiva setorial, o tamanho das firmas, a heterogeneidade individual observada e não observada dos trabalhadores, as características do emprego e as amenidades locais. Esses ganhos são mais evidentes em áreas com grande proporção de trabalhadores com maior escolaridade. Portanto, existem evidências de que a educação atua ampliando os ganhos associados à localização em áreas urbanas densas.

3.2.1 Evidências empíricas na literatura nacional

Os estudos sobre as desigualdades de renda no Brasil remontam à década de 1970. O trabalho de Langoni (2005)⁵ identificou a heterogeneidade educacional como fator estruturante para o comportamento da desigualdade de renda no Brasil. Estudos recentes mostram que, a partir de 2000, a queda na desigualdade de renda do país pode ser explicada, em parte, pela elevação da escolaridade da população e redução dos diferenciais salariais (Ipea, 2006; Menezes-Filho *et al.*, 2007). No período mais recente, surgiu uma nova literatura sobre as economias de aglomeração urbana no Brasil. Essa literatura identifica um prêmio salarial em áreas urbanas densas do país e contribui para a explicação do diferencial salarial persistente.

Os estudos recentes no Brasil reforçam as evidências sobre o papel da educação na determinação salarial, nos diferenciais no mercado de trabalho e na redução das desigualdades de renda. Entre esses estudos, podem ser citados: Servo e Azzoni (2002), Barros *et al.* (2000), Menezes-Filho *et al.* (2007) e Silveira Neto e Azzoni (2004).

Para os municípios urbanos acima de 100 mil habitantes, Falcão e Silveira Neto (2007) encontraram um ganho de 1,7% sobre os salários, oriundo do número de trabalhadores com ensino superior, entre 1991 e 2000. Campos e Silveira Neto (2009) estimaram um retorno à educação de 11,8% sobre os salários em municípios brasileiros acima de 100 mil habitantes, em 2000. Barros *et al.* (2000) estimaram que a desigualdade educacional representa cerca de dois terços das fontes observadas da desigualdade salarial no Brasil. O impacto de um ano adicional de educação sobre os salários chega a 16% no Brasil, de acordo com o estudo. Menezes-Filho *et al.* (2007) demonstraram que a expansão do ensino médio associada à queda nos retornos à educação reduziu a desigualdade salarial. Evidências de declínio nos retornos da educação no Brasil foram encontradas por Cruz e Naticchioni (2012). A diferença de retornos entre os mais educados e os menos educados também foi reduzida. As evidências no estudo de Silveira Neto e Azzoni (2004) indicaram que as características pessoais, ocupacionais e os custos de vida são mais importantes do que as amenidades locais para a explicação do diferencial de renda entre as regiões Nordeste e Sudeste. A educação apresentou a maior contribuição marginal para as desigualdades salariais entre as maiores áreas metropolitanas do Brasil, entre 17,6% e 31%, de 1992 a 1997 (Servo; Azzoni, 2002).

Freguglia e Menezes-Filho (2012) mostraram que cerca de 63% da variabilidade de salários entre os estados brasileiros, entre 1995 e 2002, resultava de heterogeneidade individual não observada dos trabalhadores. No entanto, mesmo considerando as heterogeneidades individuais permaneceu um diferencial salarial. A variabilidade

5. Esta é a terceira edição do original de 1973.

salarial foi maior nos níveis mais altos de escolaridade e experiência, sugerindo que as divergências restantes estariam relacionadas ao capital humano.

A persistência dos diferenciais salariais, após considerar o custo de vida, as habilidades observadas e não observadas e as características ocupacionais, sugeriu a existência de um efeito de localização sobre os salários no Brasil. Entre os estudos existentes na literatura nacional, destacam-se: Servo e Azzoni (2002); Campos e Silveira Neto (2009); Rocha *et al.* (2011); e Cruz e Naticchioni (2012). Servo e Azzoni (2002) revelaram uma contribuição marginal da residência em áreas metropolitanas para o diferencial salarial no Brasil entre 3% e 7,4%. Campos e Silveira Neto (2009) mostraram que os indivíduos ocupados em áreas metropolitanas, em 2000, apresentaram ganhos de até 16% sobre os salários. Os resultados sugerem a existência de ganhos de aglomeração urbana (prêmio salarial) no Brasil.

Rocha *et al.* (2011) estimaram um diferencial salarial de 9,4% para os trabalhadores das áreas metropolitanas do Brasil, entre 2000 e 2008, mesmo após o controle para as características observadas e não observadas individuais. Cruz e Naticchioni (2012) identificaram um prêmio salarial urbano de 22,8% para os trabalhadores de áreas metropolitanas do Brasil. Entre 2002 e 2009, este prêmio declinou para 17,4% nas áreas metropolitanas. Os resultados sugerem que a queda no prêmio urbano contribuiu para a redução da desigualdade do Brasil na última década. Uma evidência mais forte foi a redução nos ganhos dos trabalhadores da região Sudeste e aumento para os trabalhadores da região Centro-Oeste.

Os estudos no Brasil já levantaram evidências sobre os ganhos específicos em aglomerações urbanas, revelados nas áreas metropolitanas. O prêmio salarial urbano permaneceu significativo mesmo após o controle pelo custo de vida, características do emprego e atributos observáveis e não observáveis dos trabalhadores. Essas evidências incitam a investigação dos diferenciais de retorno à educação entre as áreas metropolitanas do Brasil, decorrentes da distribuição das economias de aglomeração. O objetivo deste trabalho é contribuir para a literatura nacional, com base na análise empírica da distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais, a partir dos retornos à educação dos trabalhadores formais do Brasil. Esse efeito será denominado de prêmio salarial urbano da educação.

4 BASE DE DADOS, DEFINIÇÃO DE VARIÁVEIS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O banco de dados deste estudo é composto por uma amostra aleatória de 5% dos trabalhadores formais da base Rais-Migra para o período de 1995 a 2008. A Rais-Migra é uma ampla base de dados extraída dos registros administrativos da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho e Previdência Social (MTPS). Essa base de dados permite acompanhar a trajetória geográfica, ocupacional e setorial do trabalhador, ao longo do tempo, no mercado de trabalho formal brasileiro. No

entanto, as limitações de uso da Rais-Migra extrapolam simplesmente a dicotomia entre os setores formal e informal. As limitações dessa base incluem, inclusive, a incapacidade de identificar um instrumento para a educação na estimação, o que poderia minimizar o possível viés decorrente da endogeneidade da equação salarial.

A amostra inicial correspondeu a um painel que totalizou 11.085.844 observações associadas a 791.846 observações anuais dos trabalhadores, sendo composta pelos seguintes conjuntos de variáveis explicativas: *i*) geográficas: localização do trabalhador por município e região metropolitana; *ii*) características do trabalhador: idade, sexo, escolaridade e experiência de trabalho; e *iii*) características do emprego: setor de atividade econômica e tamanho do estabelecimento. A variável a ser explicada é o salário do trabalhador, obtida na Rais-Migra pelo número de salários-mínimos recebidos pelo trabalhador no mês de dezembro de cada ano.

O banco de dados final utilizado é composto por 4.665.388 observações, que corresponde a um painel balanceado com 333.242 indivíduos, contemplando os trabalhadores do mercado de trabalho formal do Brasil, empregados em cada ano entre 1995 e 2008 e com rendimento positivo. Tendo em vista os objetivos do artigo, associados à determinação salarial no período de idade ativa do trabalhador, optou-se por analisar somente os trabalhadores com idade entre 18 e 65 anos.⁶ Esses trabalhadores estão distribuídos espacial e aleatoriamente entre os municípios brasileiros. Cabe salientar que, a partir da amostra inicial, foram retiradas da base de dados algumas inconsistências nas informações sobre escolaridade, gênero e idade. Apesar dos ajustes realizados, a amostra final utilizada apresentou uma representatividade similar à realidade do mercado de trabalho formal do Brasil dada pelos dados gerais da Rais-MTPS.

Os salários nominais foram obtidos pela multiplicação da remuneração do trabalhador, em número de salários-mínimos, pelo salário-mínimo vigente em cada ano do painel. O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foi utilizado para deflacionar os salários, assumindo 2008 como o ano-base. Vale ressaltar que o IPCA é calculado pelo IBGE para apenas onze regiões metropolitanas do Brasil: Belém; Fortaleza; Recife; Salvador; São Paulo; Rio de Janeiro; Goiânia; Distrito Federal; Belo Horizonte; Curitiba e Porto Alegre. Desse modo, para deflacionar os valores nominais para todas as regiões metropolitanas, os índices foram extrapolados para os estados correspondentes. O critério de maior aproximação foi utilizado para os estados que não possuíam alguma das regiões metropolitanas contempladas no cálculo do índice.⁷ Assim, o índice de preços de Belém foi extrapolado para

6. Optou-se por trabalhar apenas com os indivíduos na faixa-etária considerada produtiva, entre 18 e 65 anos, seguindo alguns estudos da literatura, tais como Glaeser e Maré (2001), Silveira-Neto e Azzoni (2004) e Freguglia e Menezes-Filho (2012).

7. Este procedimento foi adotado com base em Freguglia (2007).

os estados da região Norte, o de Fortaleza para Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte; o de Recife para Paraíba, Alagoas e Sergipe; o do Rio de Janeiro para Espírito Santo; o de Curitiba para Santa Catarina; e o de Goiânia para os estados do Mato Grosso e de Mato Grosso do Sul.

Na Rais-Migra, a variável educação é apresentada por meio do grau de instrução do trabalhador formal. Para a inclusão da educação no painel, foram criadas quatro *dummies* para os trabalhadores em cada ciclo de escolaridade: analfabeto (educ1); ensino fundamental incompleto e completo (educ2); ensino médio incompleto e completo (educ3); ensino superior incompleto ou completo (educ4).

A definição de região metropolitana adotada no trabalho segue a classificação do IBGE, a qual será adotada para definir as áreas urbanas densas. Foram identificadas 24 regiões metropolitanas no Brasil, na base de dados da Rais-Migra: Belém, Macapá, São Luís, Fortaleza, Natal, Recife, Maceió, Salvador, Belo Horizonte, Vale do Aço, Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Baixada Santista, Campinas, Curitiba, Londrina, Maringá, Florianópolis, Vale do Itajaí, Norte/Nordeste Catarinense, Porto Alegre, Goiânia e João Pessoa. Foram incluídas como características observáveis dos trabalhadores, que determinam os salários no mercado de trabalho: escolaridade em ciclos de estudo; idade (18-65 anos) e gênero. Como características do trabalho foram incluídas: experiência (em meses, no mesmo vínculo), o tamanho da empresa e o setor de atividade. As categorias-base para as variáveis *dummies* de tamanho da empresa e setor foram as grandes empresas (58,3%) e a administração pública, defesa e seguridade social (45,9%).

O modelo adotado para estimar econometricamente o prêmio salarial urbano e os retornos à educação baseia-se na especificação do Glaeser e Maré (2001). A forma funcional do modelo segue a equação salarial de Mincer (1974). Essa equação foi ampliada com variáveis explicativas adicionais. Além das variáveis de controle, serão incluídas variáveis *dummies* de localização para o trabalhador formal das regiões metropolitanas brasileiras, visando à identificação do prêmio salarial em cada RM.⁸

A literatura sobre a estimação de equação salarial admite a existência de atributos individuais não observados do trabalhador. São exemplos desses atributos a motivação, o esforço e a aptidão. Esses atributos podem determinar uma parte dos ganhos no mercado de trabalho e apresentar correlação com atributos observados incluídos no modelo, tais como a educação. Nesse caso, haveria problemas de endogeneidade da educação. O uso da modelagem de dados em painel permite tratar o possível viés de omissão da habilidade não observada. Esse tratamento é realizado por meio da estimação pelo método de efeitos fixos. Outro problema

8. Os modelos adotados e as respectivas especificações para as estimações são apresentados na seção 5.

associado à equação salarial corresponde à possível endogeneidade da educação decorrente da simultaneidade.

A literatura aponta para uma possível relação de causalidade mútua entre a educação e os salários. Embora muitos estudos utilizem variáveis instrumentais para estimar o retorno à educação,⁹ não há um consenso na literatura sobre os instrumentos mais adequados para corrigir tal endogeneidade. Como o objetivo do artigo é realizar uma comparação de distribuição relativa de efeitos de aglomeração entre as áreas metropolitanas, se o efeito da simultaneidade salário-educação não variar entre as áreas, a endogeneidade não afetará as análises relativas. Com base na correlação entre as *dummies* escolares, o salário e o salário defasado, foi possível perceber que a direção dos efeitos era a mesma entre as áreas e sua magnitude era muito similar. Nesse sentido, as análises relativas não devem ser afetadas pela possível simultaneidade do modelo.

Para a estimação do modelo básico, foram adotados três métodos específicos para dados em painel: o método de Mínimos Quadrados Ordinários Agrupado (*POLS*), Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA). A estratégia de identificação desse estudo consiste na adoção da modelagem de dados em painel para controlar a heterogeneidade individual e não observada dos trabalhadores, por intermédio da inclusão de efeitos fixos individuais. Essa estratégia permite controlar o viés de habilidade não observada, provável na estimação de equações salariais. Permite, ainda, a correção do problema de autosseleção, associado à atração dos trabalhadores mais habilidosos para os grandes centros urbanos, que pode ser confundida com os ganhos de aglomeração. O objetivo será captar o prêmio salarial e o retorno à educação para os trabalhadores formais das áreas metropolitanas do Brasil. O estimador de Efeitos Fixos reconhece a existência de correlação entre a heterogeneidade individual não observada e os regressores do modelo e permite encontrar estimativas não viesadas. O teste de Hausman¹⁰ será realizado para indicar a possível adequação do estimador de efeitos fixos frente ao estimador de efeito aleatório.

Somente se torna possível a identificação do prêmio salarial urbano da educação pelo método de efeitos fixos, caso haja variabilidade intratrabalhadore (*within*) nas variáveis de interesse (educação, regiões metropolitanas e a interação entre elas). A variabilidade na educação dos trabalhadores indica que esses indivíduos estão se educando enquanto participam do mercado de trabalho. Diante da recente expansão da educação superior no Brasil (Neri, 2005), essa hipótese torna-se plausível. De fato, a tabela 2 a seguir mostra a existência dessa variabilidade na educação.

9. Ver o trabalho de Halfdanarson *et al.* (2008).

10. A hipótese nula do teste de Hausman (não existe diferença sistemática nos coeficientes estimados por efeito fixo e aleatório) mostra que o estimador de efeitos aleatórios é consistente e mais eficiente do que o efeito fixo, na ausência de correlação entre explicativas e o termo de erro. A estatística do teste é dada por: $H = (\beta_{EF} - \beta_{EA})' [AVar(\beta_{EF}) - AVar(\beta_{EA})]^{-1} (\beta_{EF} - \beta_{EA})$ (Wooldridge, 2002).

TABELA 2
Variação dos regressores de interesse na amostra (1995-2008)

Variável	Variação	Média	Desvio	Mínimo	Máximo	% de variação
Educ	<i>overall</i>	5,30	2,22	0,00	8,00	
	<i>between</i>		2,11	0,00	8,00	0,91
	<i>within</i>		0,67	-2,13	12,73	0,09
Rm	<i>overall</i>	8,78	9,02	0,00	24,00	
	<i>between</i>		8,79	0,00	24,00	0,95
	<i>within</i>		2,02	-13,50	31,07	0,05
Educrm	<i>overall</i>	48,94	56,79	0,00	192,00	
	<i>between</i>		54,79	0,00	192,00	0,93
	<i>within</i>		14,95	-129,34	227,23	0,07

Elaboração própria, com base na Rais-Migra (Brasil, 2011).

Obs.: O percentual de variação é construído com o valor da variância *within* (*between*), obtida a partir do desvio-padrão, a qual foi dividida pela variância total (*overall*).

A tabela 2 apresenta a variação *within* das variáveis. A variação *within* é a variação existente em um dado indivíduo, enquanto a variação *between* é a variação entre os indivíduos. Essa distinção é importante porque o estimador de efeitos fixos não poderá ser identificado caso não exista variação *within*. Quanto maior a variação, mais consistente é o regressor estimado (Cameron e Trivedi, 2009). Quando a variável apresenta maior variação *between* do que variação *within*, a estimação *within* pode levar a perda de eficiência. Como se pode observar na tabela 2, os estimadores podem ser identificados, apesar da menor variação *within* em relação à variação *between*.

A variabilidade intraindivíduo na variável de região metropolitana requer que haja migração entre as regiões. O mesmo argumento vale para a variável de interação entre educação e região metropolitana. Na tabela 2, é possível observar que essa variabilidade ocorre nas respectivas variáveis, tornando possível a identificação do prêmio salarial urbano da educação.

5 RESULTADOS

Esta seção apresenta os procedimentos e resultados das estimações econométricas desenvolvidas neste artigo. Serão apresentados o modelo econométrico e as estatísticas descritivas da amostra utilizada no estudo. Em seguida, serão apresentados os resultados encontrados com as estimações econométricas.

5.1 Modelo e especificações para a estimação econométrica

A partir do problema desta pesquisa, do referencial teórico e da metodologia apresentada, o modelo econométrico adotado para as estimações assume a seguinte equação minceriana estendida:

$$\ln(w_{it}) = \beta_0 + \beta_1 educ_{it} + \beta_2 exp_{it} + \beta_3 exp_{it}^2 + \beta_4 idade_{it} + \beta_5 idade_{it}^2 + \beta_6 dsexo + \beta_7 dsetor_{it} + \beta_8 dtam_emp_{it} + RM_{ikt}\alpha + RM_{ikt}educ_{it}\delta + T_t + c_i + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

Na equação (3), $\ln(w_{it})$ é o logaritmo natural do salário real do trabalhador i no tempo t ($t = 1995, \dots, 2008$), $educ_{it}$ é um vetor de *dummies* para quatro ciclos de escolaridade (analfabeto é a categoria base) e exp_{it} a sua experiência de trabalho. A idade e a experiência do trabalhador são inseridas em nível e na forma quadrática, para verificar possíveis taxas de crescimento decrescentes ao longo do tempo, conforme especificações da literatura. A variável $dsexo$ é uma *dummy* de gênero do trabalhador, $dsetor_{it}$ é um vetor de *dummies* para o setor de atividade do trabalhador, $dtam_emp_{it}$ é um vetor de *dummies* para o tamanho da empresa e T_t é um vetor de *dummies* de tempo. O vetor de *dummies* de localização, RM_{ikt} , é a variável que captará a magnitude do prêmio salarial urbano para os trabalhadores em cada RM ($k=1,2,\dots,24$), no tempo t . A variável explicativa de interesse é a interação entre a localização em cada RM e as *dummies* de escolaridade, $RM_{ikt}educ_{it}$. As demais variáveis servirão de controle para a equação salarial. As estimativas da interação serão empregadas para a identificação do prêmio salarial urbano da educação por ciclos nas RMs. As habilidades individuais não observáveis do trabalhador, consideradas na estimação por efeito fixo, são representadas pelo termo c_i . O termo de erro do modelo é definido por ε_{it} .

Serão utilizadas quatro especificações econométricas da equação (3), para cada método de estimação (Mínimos Quadrados Agrupados (*POLS*), Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA), conforme a seguir descrito.

- 1) Características observadas dos trabalhadores (idade, quadrado da idade, sexo, escolaridade, experiência e quadrado da experiência) e uma variável *dummy* de localização ($drm = 1$ para os trabalhadores das áreas metropolitanas).
- 2) Características observadas dos trabalhadores e 24 variáveis *dummies* das áreas metropolitanas do Brasil (RM_{ikt}).
- 3) Características observadas dos trabalhadores, características do emprego (setor e tamanho da empresa) e 24 variáveis *dummies* das áreas metropolitanas do Brasil (RM_{ikt}).

- 4) Características observadas dos trabalhadores e os termos de interação entre as *dummies* das áreas metropolitanas e os ciclos de escolaridade do trabalhador ($RM_{ikteduc_{it}}$).

É importante ressaltar que a ocorrência de possíveis choques observados e não observados na economia pode afetar a distribuição dos salários e dos ganhos de aglomeração. Para minimizar esse problema todas as estimações econométricas incluem variáveis *dummies* de tempo (1996-2008), para lidar com possíveis efeitos cíclicos na economia brasileira no período analisado. O ano de 1995 foi assumido como o período base nas regressões.

5.2 Características da amostra

A tabela 3, a seguir, apresenta as estatísticas descritivas básicas das variáveis explicativas na amostra. Trata-se de um painel balanceado com 333.242 informações (trabalhadores) anuais (1995-2008).

TABELA 3
Estatísticas descritivas de variáveis na amostra (1995-2008)

Variável	Total		Amostra das RMs			Amostra sem RMs			
	Média	Média	Desvio	Mínimo	Máximo	Média	Desvio	Mínimo	Máximo
<i>exp</i>	145,35	148,44	89,92	0	678,80	140,57	85,89	0	599,90
<i>exp2</i>	28.947,6	30.120,0	31.755,63	0	460.769,40	27.137,87	29.020,73	0	359.880,00
<i>idade</i>	40,00	40,38	8,60	18	65	39,41	8,61	18	65
<i>idade2</i>	1.674,07	1.704,18	708,35	324	4.225	1.627,59	697,90	324	4.225
<i>sal_real</i>	2.353,62	2.630,35	3.001,02	66,37	153.731,30	1.926,45	2.586,12	69,50	130.625,50
<i>ln_wreal</i>	7,32	7,46	0,88	4,20	11,94	7,10	0,91	4,24	11,78
<i>danalf</i>	0,01	0,01	0,09	0	1	0,01	0,12	0	1
<i>dfund</i>	0,35	0,31	0,46	0	1	0,42	0,49	0	1
<i>dmedio</i>	0,35	0,35	0,48	0	1	0,35	0,48	0	1
<i>dsuper</i>	0,29	0,34	0,47	0	1	0,21	0,41	0	1
<i>dsexo</i>	0,43	0,45	0,50	0	1	0,41	0,49	0	1
<i>drm</i>	0,61	1,00	0,00	1	1	0	0	0	0
<i>emp_p</i>	0,22	0,18	0,38	0	1	0,27	0,45	0	1
<i>emp_m</i>	0,20	0,16	0,37	0	1	0,26	0,44	0	1
<i>emp_g</i>	0,58	0,66	0,47	0	1	0,47	0,50	0	1

Elaboração própria, com base na Rais-Migra (Brasil, 2011).

Obs.: A amostra é composta de 4.665.388 observações: 2.831.248 das regiões metropolitanas e 1.834.140 de outros municípios.

A maior parte dos trabalhadores é do sexo masculino (57%), pertencente à faixa etária entre 40-65 anos (50,9%), com ensino médio completo (29,4%), ocupado em empresas grandes (58%) e do setor de administração pública, defesa e seguridade social (46%). Nas regiões metropolitanas, também foi revelada uma predominância dos trabalhadores do sexo masculino (55%), entre 40-65 anos (52,8%), com ensino médio completo (29,1%), de empresas grandes (66%) e da administração pública (48%).

5.3 Prêmio salarial urbano nas regiões metropolitanas do Brasil

Este trabalho apresenta três resultados de interesse. O primeiro resultado de interesse será denominado efeito de localização e deve indicar como as economias de aglomeração de cada região metropolitana afetam os salários dos trabalhadores formais. Se esse efeito for positivo, existe um prêmio salarial urbano na região metropolitana correspondente. O segundo resultado de interesse é o efeito das economias de aglomeração sobre o retorno salarial da educação. Se esse efeito for positivo, será definido como o prêmio salarial urbano da educação. O último resultado de interesse é o retorno salarial à educação em cada região metropolitana, denominado de retorno local à educação. Esse retorno é obtido com base na soma do parâmetro estimado do correspondente ciclo de educação, com o parâmetro estimado da interação entre o ciclo de educação e a variável *dummy* de localização para cada região metropolitana. O resultado do teste de Hausman indicou a rejeição da hipótese nula de que não existe diferença sistemática nos coeficientes estimados, uma evidência contra o estimador de efeitos aleatórios. Dessa forma, o melhor estimador é o de efeitos fixos. Esse resultado é compatível com as evidências na literatura empírica para as equações salariais.

Os resultados das estimações deste artigo estão disponíveis na tabela 1 do Apêndice. Dada a amplitude do painel construído, é possível notar que a maioria das estimativas foi estatisticamente significativa ao nível de 1%. No geral, os resultados apresentaram os sinais esperados de acordo com a literatura apresentada neste trabalho. As características específicas dos trabalhadores formais, ou atributos observados (idade, gênero e experiência) foram significativos. As estimativas da idade e da experiência apresentaram efeitos positivos sobre os salários reais. Tanto a experiência quanto a idade devem afetar os salários de maneira não linear. A inclusão da forma quadrática dessas variáveis apontou a tendência de os salários crescerem a taxas decrescentes com a idade e a experiência. As mulheres receberam salário real que estava entre 34% e 53% abaixo dos salários reais dos homens no mercado de trabalho formal do Brasil.

Para as características do emprego, os resultados mostraram que empresas de maior tamanho pagam salários mais altos. Empresas pequenas ofereceram salários cerca de 12% a 30% menores do que as grandes empresas, enquanto as empresas médias revelaram salários reais cerca de 4% a 7% menores. Por outro lado, tomando o setor de administração pública, defesa e seguridade social como referência, doze dentre dezesseis setores apresentaram estimativas significativas e efeitos positivos sobre os salários em todas as especificações. O setor com maior efeito positivo sobre os salários, em relação ao setor base, foi o de intermediação financeira, seguros, previdência complementar e serviços relacionados, com ganhos entre 18,4% (EF) e 81% (POLs). O setor com maior perda salarial foi o de alojamento e de alimentação, entre -5,4% (EF) e -7,6% (EA).

O retorno à educação no Brasil, por ciclos de escolaridade, foi positivo e significativo em todas as especificações. As estimativas do retorno à educação variaram entre 35% e 0,6% para o ensino fundamental completo ou incompleto, entre 83% e 2,9% para o ensino médio completo ou incompleto e entre 151% e 15,7% para o nível superior completo ou incompleto. Grande parte do retorno à educação para cada ciclo desapareceu após o controle dos efeitos fixos, embora ainda exista um elevado retorno para os trabalhadores formais que acessaram o nível superior. Os resultados indicaram a existência de um prêmio salarial urbano para trabalhadores formais das regiões metropolitanas do Brasil em todas as especificações, mesmo descontando as variações de preços no período de 1995-2008. O prêmio urbano foi de 22,4% por *POLS*, 9,7% por EA e reduziu para 3,4% na estimação por efeitos fixos. Consistente com as evidências da literatura, grande parte do aumento salarial atribuído às áreas urbanas densas do Brasil parece decorrer da heterogeneidade individual não observada dos trabalhadores formais, que é retirada com o estimador de efeitos fixos. No entanto, ainda existe um diferencial salarial positivo. Isso reforça as evidências da literatura sobre a existência de ganhos de aglomeração no país.

A substancial redução nas estimativas dos determinantes salariais, do prêmio urbano e da educação, após o controle dos efeitos fixos reforça as evidências da significativa contribuição das habilidades individuais não observadas para os ganhos observados no mercado de trabalho formal do país. No entanto, é válido lembrar que podem existir outros fatores não observados que influenciam os salários e que não foram controlados no modelo, a exemplo das características não observadas de firmas. Nesse sentido, uma parcela dos efeitos não observados de indivíduos pode estar correlacionada com os efeitos não controlados no modelo.

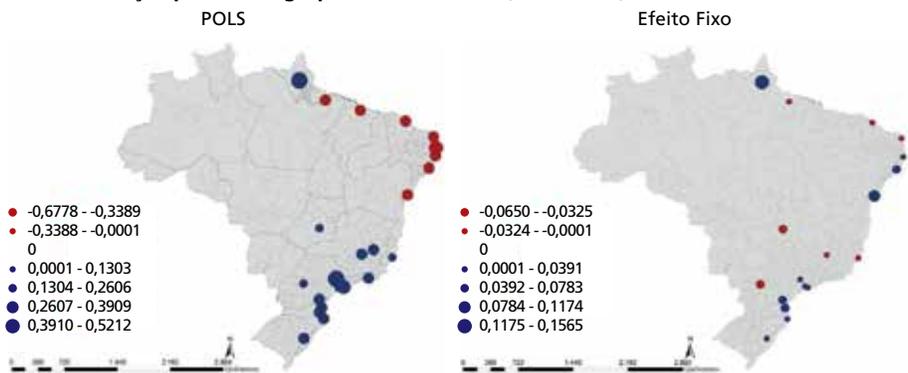
Apenas 15 RMs do Brasil apresentaram ganhos de aglomeração (prêmio salarial urbano), ao controlar pelas características observadas dos trabalhadores formais e do emprego, na estimação por *POLS*. Na estimação por EF, somente onze apresentaram prêmio salarial urbano. Na estimação por *POLS*, os maiores prêmios urbanos foram das RMs de Macapá (61,3%), de Campinas (40,1%) e de São Paulo (38,1%) e o menor foi o de Goiânia (6,1%). Na regressão por EF, os maiores prêmios estavam nas RMs de Macapá (16,5%) e de Salvador (11,2%) e o menor ficou com a da Baixada Santista (1,9%). Após o controle dos efeitos fixos, houve uma redução significativa do prêmio salarial urbano em oito das quinze RMs: Macapá (de 61,3% para 16,5%); Campinas (de 40,1% para 2,9%); São Paulo (de 38,1% para 2,6%); Baixada Santista (de 34,4% para 1,9%); Florianópolis (de 22,9% para 4,5%); Porto Alegre (de 21,9% para 2,8%); Curitiba (de 21,7% para 4,9%); e norte/nordeste Catarinense (de 21,9% para 4,4%). O aparente prêmio urbano desapareceu em duas RMs, Vitória (de 9,1% para -1,6%) e Goiânia (de 6,1% para -6%), e a localização passou a afetar negativamente os salários reais.

O prêmio das RMs de Belo Horizonte, de Londrina, do Rio de Janeiro, do Vale do Aço e do Vale do Itajaí perdeu a significância na estimação por efeito fixo.

As evidências sugerem que grande parte do ganho salarial atribuído à aglomeração pode ser um retorno às habilidades não observadas, ou outros fatores não controlados e correlacionados com as habilidades. Nesse sentido, as habilidades não observadas podem responder por grande parte dos ganhos salariais nas regiões mais dinâmicas do país. Se essa relação for verdadeira, a hipótese da atração de trabalhadores de maior habilidade para as cidades densas somente seria adequada no Brasil para as regiões mais dinâmicas, em particular no mercado de trabalho formal das regiões Sul e Sudeste. Por esse motivo, os resultados para essas áreas estariam de acordo com a hipótese da literatura de que o prêmio salarial urbano representa as habilidades não observadas dos trabalhadores.

Por outro lado, três RMs que apresentavam um efeito de localização negativo (*POLS*) passaram a revelar um prêmio salarial urbano na estimação por EF: Salvador (de -2,2% para 11,2%); Maceió (de -14,3% para 4,3%) e Recife (de -10,2% para 1,9%). As evidências sobre o surgimento do prêmio urbano após o controle dos efeitos fixos sugerem que, em três das sete RMs da região Nordeste, as heterogeneidades não observadas dos trabalhadores formais, ou outros fatores não observados e correlacionados, não favorecem os ganhos no mercado de trabalho formal urbano. Inversamente, em treze das quatorze RMs das regiões Sul e Sudeste, o controle dos efeitos fixos reduziu ou eliminou o aparente prêmio urbano.

FIGURA 4
Efeito de localização sobre os salários reais nas regiões metropolitanas do Brasil: estimação por MQO Agrupado e Efeito Fixo (1995-2008)



Elaboração própria, com base nos dados da Rais-Migra (Brasil, 2011).

Nessas condições, grande parte dos ganhos salariais de aglomeração, associados à localização nas regiões metropolitanas das regiões Sul e Sudeste, pode representar o retorno aos melhores atributos não observados dos trabalhadores formais desses locais.

Os resultados sugerem a ausência de prêmio salarial urbano nas RMs de Belém, Fortaleza, Natal, João Pessoa, São Luís e Maringá. A figura 4 mostra o padrão regional do efeito de localização sobre os salários nas regiões metropolitanas do Brasil, nas estimações por *POLS* e EF. Na cor azul, estão as regiões metropolitanas que apresentaram um prêmio salarial urbano ou efeito de localização positivo sobre os salários.

Os resultados das estimações revelaram a existência de um prêmio salarial urbano em 11 RMs do Brasil mesmo descontando as variações de preços e as habilidades individuais não observadas dos trabalhadores formais. Dessas RMs, três são da região Nordeste, uma é da região Norte, três são da região Sudeste e quatro são da região Sul. As evidências nesta seção sugerem a concentração dos ganhos de aglomeração urbana nas regiões metropolitanas das regiões Sul e Sudeste do Brasil. No entanto, as maiores magnitudes do prêmio salarial foram reveladas nas regiões Norte e Nordeste. A distribuição espacial desses ganhos deve revelar se os efeitos da aglomeração afetam indistintamente os retornos à educação do trabalhador formal em cada região metropolitana do país. Essa relação será analisada na próxima seção.

5.4 Evidências da distribuição espacial dos efeitos de aglomeração e retornos à educação no Brasil

Embora a proporção de trabalhadores de escolaridade mais elevada seja maior nas áreas metropolitanas, existe uma distribuição heterogênea desses trabalhadores entre as regiões. A distribuição espacial do prêmio salarial urbano e seu efeito sobre os retornos à educação (ensino médio e superior completo ou incompleto) no mercado de trabalho formal, em cada região metropolitana, são apresentados na tabela 4.

Com base na tabela 4, em 15 das 24 RMs, houve efeitos positivos da interação entre aglomeração e ensino médio completo ou incompleto, na estimação por *POLS*. Após o controle dos efeitos fixos, onze RMs apresentaram efeitos positivos nessa interação. Por sua vez, em dezessete RMs houve um efeito positivo da interação entre a localização em uma RM, e o ensino superior completo ou incompleto na estimação por *POLS*, mas apenas nove RMs apresentaram esse efeito positivo na estimação por efeitos fixos. Essas interações representam o prêmio salarial urbano da educação, que define o efeito positivo da localização sobre o retorno à educação. Após o controle pelas características observadas e não observadas dos trabalhadores formais e pelas características do trabalho, os ganhos de aglomeração favoreceram os retornos à educação superior (completa ou incompleta) nas RMs de Salvador (12,4%), João Pessoa (11,4%), Florianópolis (6,5%), Macapá (6%), Goiânia (5,2%), Curitiba (2,6%), Porto Alegre (2,2%), Belém (2,0%) e Campinas (1,4%). Do mesmo modo, após controle dos efeitos fixos, a aglomeração foi favorável aos retornos salariais com o ensino médio (completo ou incompleto) nas RMs de Macapá (26,2%), Belo Horizonte (11,4%), João Pessoa (10,8%), Salvador

(10,4%), Maceió (7,2%), Curitiba (6,7%), São Luís (4,6%), Recife (3,9%), São Paulo (2,3%), Belém (1,7%) e Porto Alegre (1,2%).

TABELA 4
Prêmio salarial urbano e retornos à educação nas RMs do Brasil: 1995-2008

Região metropolitana	Variável dependente: $\ln w$ (log. natural do salário real)							
	α (prêmio)	α (prêmio)	δ (educ3 x RM)	δ (educ3 x RM)	δ (educ4 x RM)	δ (educ4 x RM)	$\beta+\delta$ (educ3)	$\beta+\delta$ (educ4)
	<i>POLS</i> III	EF XI	<i>POLS</i> IV	EF XII	<i>POLS</i> IV	EF XII	EF XII	EF XII
Baixada Santista	0,3439 ³	0,0195 ²	0,3173 ³	-0,0011	0,1701 ³	-0,0729 ³	-	0,101
Belém	-0,1385 ³	-0,0254 ³	-0,2417 ³	0,0174 ¹	0,0703 ³	0,0202 ¹	0,047	0,1941
Belo Horizonte	0,2528 ³	-0,0008	0,3167 ³	0,1142 ³	0,1415 ³	-0,1096 ³	0,1438	0,0643
Campinas	0,4017 ³	0,0290 ³	0,3657 ³	0,0042	0,4109 ³	0,0140 ²	-	0,1879
Curitiba	0,2175 ³	0,0494 ³	0,2169 ³	0,0672 ³	0,1713 ³	0,0257 ³	0,0968	0,1996
Florianópolis	0,2299 ³	0,0452 ³	0,2721 ³	-0,0051	0,0847 ³	0,0658 ³	-	0,2397
Fortaleza	-0,2222 ³	-0,0277 ³	-0,2629 ³	-0,0260 ³	-0,0768 ³	-0,0301 ³	0,0036	0,1438
Goiânia	0,0611 ³	-0,0604 ³	0,0096 ¹	-0,0573 ³	0,0249 ³	0,0523 ³	-0,0277	0,2262
João Pessoa	-0,7436 ³	-0,0098	-0,2414 ³	0,1081 ³	-1,0437 ³	0,1145 ³	0,1377	0,2884
Londrina	0,0774 ³	-0,0097	0,0609 ³	0,018	0,0225 ²	-0,0445 ³	-	0,1294
Macapá	0,6133 ³	0,1651 ³	0,6694 ³	0,2618 ³	0,3936 ³	0,0604 ¹	0,2914	0,2343
Maceió	-0,1439 ³	0,0437 ³	-0,1661 ³	0,0722 ³	-0,0810 ³	-0,0087	0,1018	-
Maringá	-0,0173 ²	-0,0654 ³	-0,0329 ²	-0,0522 ³	-0,0555 ³	-0,0744 ³	-0,0226	0,0995
Natal	-0,1705 ³	-0,0124	-0,3090 ³	-0,0127	0,0245 ¹	-0,0351 ²	-	0,1388
N/NE Catarinense	0,2197 ³	0,0442 ²	0,1647 ³	0,0086	0,1676 ³	0,0004	-	-
Porto Alegre	0,2198 ³	0,0283 ³	0,3148 ³	0,0125 ²	0,0629 ³	0,0223 ³	0,0421	0,1962
Recife	-0,1023 ³	0,0199 ²	-0,1656 ³	0,0390 ³	0,0843 ³	-0,0330 ³	0,0686	0,1409
Rio de Janeiro	0,1785 ³	-0,0056	0,1727 ³	-0,0216 ³	0,1368 ³	-0,0523 ³	0,008	0,1216
Salvador	-0,0222 ²	0,1119 ³	-0,0473 ³	0,1045 ³	-0,0062	0,1244 ³	0,1341	0,2983
São Luís	-0,1210 ³	0,0052	-0,2311 ³	0,0466 ³	0,0062	0,0011	0,0762	-
São Paulo	0,3818 ³	0,0264 ³	0,3657 ³	0,0227 ³	0,3095 ³	-0,0325 ³	0,0523	0,1414
Vale do Aço	0,1954 ³	0,0022	0,1545 ³	-0,0117	0,1581 ³	-0,1074 ³	-	0,0665
Vale do Itajaí	0,1219 ³	-0,0019	0,1185 ³	0,0054	-0,0502 ³	-0,1121 ³	-	0,0618
Vitória	0,0911 ³	-0,0166 ¹	0,1062 ³	0,0086	0,0412 ³	-0,1049 ³	-	0,069

Elaboração própria, com base na Rais-Mígra, 1995 a 2008 (Brasil, 2011).

Notas: ¹significativo a 1%; ²significativo a 5%; ³significativo a 10%.

Obs.: Resultados obtidos por meio do *software stata* 12.

A RM de Macapá apresentou o maior ganho salarial de localização, o maior efeito positivo sobre o retorno salarial ao ensino médio e obteve efeitos positivos sobre os retornos à educação superior. Embora o controle dos efeitos fixos tenha reduzido substancialmente o prêmio urbano nessa área, ela ainda conservou um alto ganho

de localização. Esses resultados sugerem que os ganhos de aglomeração na RM de Macapá não decorrem somente da atração de trabalhadores mais habilitados. Cabe ressaltar que, na amostra utilizada, entre 1995 e 2008, a RM de Macapá possuía uma grande proporção de trabalhadores formais nos altos ciclos de escolaridade (ensino médio completo ou superior completo e incompleto) em comparação com as médias nacional (58%) e das RMs (63%): 72%. A alta concentração relativa de capital humano, no mercado de trabalho formal dessa área, permite concluir que os efeitos de aglomeração são ampliados. Os resultados sugerem que as áreas de capital humano elevado reforçam ou geram os ganhos de aglomeração, o que é compatível com a teoria apresentada.

As RMs de Belém, João Pessoa e São Luís, que não obtiveram prêmio salarial urbano, apresentaram efeitos positivos da aglomeração sobre a educação. A proporção de trabalhadores formais com ensino médio completo ou superior (completo e incompleto) nessas RMs estava acima da média nacional na amostra (58%): 78% na RM de João Pessoa, 75% na RM de São Luís e 63% na RM de Belém. Isso sugere que os ganhos de aglomeração nas áreas das regiões Norte e Nordeste podem ser associados aos trabalhadores de maior escolaridade.

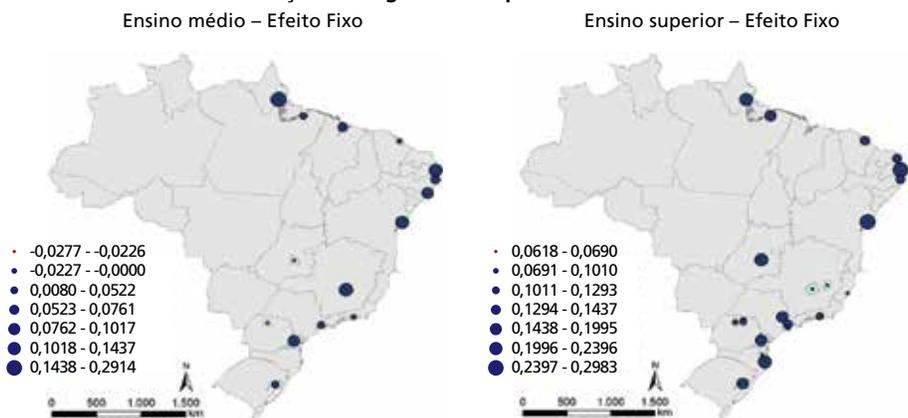
Por outro lado, das sete RMs da região Sudeste, apenas um apresentou reforço sobre o retorno salarial ao ensino superior e somente dois reforçaram o retorno ao ensino médio. A RM do Rio de Janeiro apresentou uma tendência de redução dos retornos ao ensino médio e superior, enquanto em seis das sete RMs do Sudeste, Baixada Santista, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Vale do Aço e Vitória, foram encontrados efeitos negativos sobre o retorno ao ensino superior. Desse modo, para a amostra desse estudo foi apresentado um movimento mais favorável das economias de aglomeração urbana no mercado de trabalho formal das regiões Norte e Nordeste, que atuou reforçando os ganhos com a educação.

Para encontrar o retorno local à educação por ciclo em cada região metropolitana foi identificado o efeito marginal do ensino médio e superior, completo e incompleto, sobre o salário dos trabalhadores formais das regiões metropolitanas, na especificação do modelo de EF. Esse efeito deve considerar a soma da estimativa do retorno individual médio no Brasil ($\beta_{educ3} = 0,0296$ e $\beta_{educ4} = 0,1739$) com as estimativas de interação entre o efeito de aglomeração e os respectivos ciclos escolares, em cada região metropolitana (δ). É importante ressaltar, no entanto, que os retornos marginais à educação não significantes seriam indícios de que as áreas apresentam um retorno médio similar ao nacional. Do mesmo modo, os retornos marginais à educação negativos representam retornos menores do que a média nacional. As duas últimas colunas da tabela 4 apresentam o retorno local aos ciclos indicados para cada região metropolitana do Brasil, no modelo de EF.

Ao considerar as quinze RMs que apresentaram estimativas significativas da interação ($educ3 \times RM$), o retorno local ao ensino médio completo e incompleto foi positivo em treze delas (tabela 4). O retorno local ao ensino médio superou o retorno médio no mercado de trabalho formal do Brasil (2,9%) em onze RMs: Macapá (29,1%), Belo Horizonte (14,4%), João Pessoa (13,8%), Salvador (13,4%), Maceió (10,2%), Curitiba (9,7%), São Luís (7,6%), Recife (6,9%), São Paulo (5,2%), Belém (4,7%) e Porto Alegre (4,2%). Entre as onze RMs com retornos ao ensino médio acima da média nacional, cinco são da região Nordeste, duas da região Sul, duas da região Sudeste e duas da região Norte. Por sua vez, todas as 21 RMs, com estimativas significativas da interação ($educ4 \times RM$), apresentaram o retorno local ao ensino superior completo e incompleto positivo. O retorno local ao ensino superior superou o retorno médio do Brasil (17,4%) em nove RMs: Salvador (29,8%), João Pessoa (28,8%), Florianópolis (23,9%), Macapá (23,4%), Goiânia (22,6%), Curitiba (19,9%), Porto Alegre (19,6%), Belém (19,4%) e Campinas (18,8%). Entre as nove RMs com retorno ao ensino superior acima do retorno médio, três são da região Sul, duas da região Nordeste, duas da região Norte, uma é do Centro-Oeste e uma do Sudeste.

Todas as áreas metropolitanas da região Sudeste, exceto Campinas, apresentaram retorno ao ensino superior abaixo da média nacional e as menores magnitudes de retorno salarial com esse ciclo, para o trabalhador formal. O padrão regional do retorno local à educação nas regiões metropolitanas do Brasil está representado na figura 5.

FIGURA 5

Retorno local à educação nas regiões metropolitanas do Brasil: 1995-2008

Elaboração própria, com base nos dados da Rais-Migra (Brasil, 2011).

É possível que a maior oferta relativa de trabalhadores com ensino superior (completo ou incompleto) na região Sudeste explique os menores retornos nos altos ciclos escolares. A literatura nacional apontou que a região Nordeste apresenta os maiores retornos à educação, tendo em vista sua escassez relativa de níveis mais altos de instrução. Desse modo, a educação pode ser o principal fator local por meio do qual os trabalhadores formais das regiões Norte e Nordeste aproveitariam os benefícios das economias de aglomeração existentes. Os resultados de Rocha *et al.* (2011) apontaram a existência de ganho salarial de aglomeração para os trabalhadores com formação superior. No entanto, evidências de queda nos retornos à educação que contribuíram para a redução dos diferenciais regionais de salários foram identificadas na literatura nacional (Menezes-Filho *et al.*, 2007; Cruz e Naticchioni, 2012). No estudo de Cruz e Naticchioni (2012), foi revelado um declínio no retorno ao ensino superior entre 2002 e 2009. Dada a maior proporção de trabalhadores com ensino superior nas regiões Sul e Sudeste do país, essa queda nos retornos possivelmente estaria explicando as estimativas encontradas neste trabalho que revelaram retornos ao ensino superior do trabalhador formal abaixo da média nacional, particularmente na região Sudeste.

Os resultados deste estudo sugerem que as economias de aglomeração existentes nas áreas metropolitanas do Brasil têm favorecido mais intensamente os retornos à educação dos trabalhadores formais das regiões Norte e Nordeste. As estimativas encontradas em algumas áreas metropolitanas dessas regiões superaram as encontradas para as áreas mais dinâmicas das regiões Sul e Sudeste do país. No entanto, os resultados também sugeriram a atração de trabalhadores formais mais habilitados para as regiões do Centro-Sul do país. Desse modo, nas regiões do Centro-Sul, grande parte dos ganhos de aglomeração pode estar associada à presença de trabalhadores formais ou de firmas com melhores atributos não observados. Nessas condições, os resultados identificaram uma distribuição espacial dos ganhos de aglomeração favorável às regiões mais pobres do país, ao elevar os ganhos salariais com a educação nas regiões Norte e Nordeste.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi analisar a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais de salários, a partir dos retornos à educação no mercado de trabalho formal do Brasil. Esse retorno diferenciado da educação foi considerado um prêmio salarial urbano da educação. O referencial teórico e empírico mostrou que existe um prêmio salarial associado à densidade urbana e às economias de aglomeração, o qual seria ampliado em áreas de capital humano qualificado.

Os resultados mostraram que existe um prêmio salarial urbano de 3% para os trabalhadores formais das áreas metropolitanas do Brasil, após controlar

a heterogeneidade individual não observada e as características observadas dos trabalhadores e do emprego. Esse resultado aproxima-se das evidências empíricas encontradas em Glaeser e Maré (1994; 2001), que identificaram um prêmio de 3-4% para os trabalhadores das áreas metropolitanas dos Estados Unidos, após o controle das habilidades não observadas. No entanto, o prêmio salarial não foi identificado em todas as 24 regiões metropolitanas do Brasil.

Após o controle para os atributos não observados dos trabalhadores formais, onze áreas metropolitanas apresentaram um prêmio urbano. Esse resultado sugeriu que o aparente ganho de aglomeração pode ser um retorno às habilidades não observadas do trabalhador formal ou fatores não observados de firmas, particularmente nas regiões do Centro-Sul do país, o que corrobora, em parte, com a abordagem do prêmio urbano representando as habilidades omitidas. Das onze regiões metropolitanas com prêmio urbano, sete foram das regiões Sul e Sudeste. Os maiores prêmios foram localizados nas regiões metropolitanas de Macapá e Salvador, com ganhos salariais de 16,5% e 11,2%, respectivamente.

Ao considerar as habilidades não observadas dos trabalhadores formais, o retorno salarial médio do Brasil ao ensino médio e superior, completo ou incompleto, foi 2,9% e 17,4%, respectivamente. Foi identificado um prêmio salarial urbano da educação para o ensino médio em onze regiões metropolitanas e em nove, para o ensino superior. O prêmio do ensino médio foi distribuído entre cinco RMs da região Nordeste, duas da região Sul, duas da região Sudeste e duas da região Norte. O prêmio do ensino superior foi distribuído entre três RMs da região Sul, duas da região Nordeste, duas da região Norte, uma da região Sudeste e uma da região Centro-Oeste. O efeito da interação entre educação e localização nas regiões metropolitanas evidenciou retornos ao ensino médio e superior maiores nas RMs das regiões Norte e Nordeste. O retorno local ao ensino médio (completo ou incompleto) superou o retorno do Brasil em onze áreas metropolitanas e o retorno local ao ensino superior (completo ou incompleto) superou a média nacional em nove RMs. As maiores magnitudes do retorno local ao ensino médio e superior do setor formal foram observadas nas regiões metropolitanas de Macapá (29,1%) e de Salvador (29,8%), respectivamente.

O retorno local ao ensino superior nas RMs da região Sudeste esteve abaixo do retorno do Brasil, exceto em Campinas. No entanto, os ganhos de aglomeração reforçaram os retornos à educação das regiões Norte e Nordeste. Nessas condições, a distribuição espacial dos benefícios de aglomeração sobre os ganhos salariais associados à educação favoreceu particularmente as regiões Norte e Nordeste do Brasil. Esse resultado corrobora a abordagem das externalidades de capital humano como explicação do prêmio salarial urbano nessas regiões. Por outro lado, tanto as atividades produtivas dessas regiões podem requerer poucas habilidades dos

trabalhadores, quanto as externalidades positivas da aglomeração podem ser menores. Nessas condições, a educação pode ser a única fonte de ganhos de produtividade e salários nas regiões Norte e Nordeste.

Foi verificada uma concentração espacial do prêmio salarial em torno das regiões Sul e Sudeste. Isso sugere que essas regiões beneficiam-se conjuntamente e de forma integrada das fontes de economias de aglomeração. Exemplos dessas fontes seriam os *spillovers* de conhecimento, as maiores possibilidades de *matching*, o acesso facilitado a fornecedores e a consumidores e a concentração de empresas produtivas e de alta tecnologia. Por sua vez, as regiões do Centro-Sul do Brasil podem oferecer maiores externalidades de aglomeração associadas à diversidade produtiva e tecnológica existente. Dessa forma, a atração de trabalhadores formais mais habilidosos e produtivos pode refletir a existência de uma demanda especializada, que gere maiores retornos a esses atributos. Nesse sentido, as características não observadas de firmas também podem estar incluídas nos fatores não observados do modelo.

As evidências para os trabalhadores formais das regiões Norte e Nordeste sugeriram ganhos salariais de aglomeração associados às externalidades da educação. Nas regiões do Centro-Sul do Brasil, os resultados mostraram que essas regiões seriam mais beneficiadas com a concentração de trabalhadores habilidosos ou firmas mais produtivas do que com os efeitos da aglomeração sobre a educação. Portanto, o padrão regional da distribuição dos ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação no mercado de trabalho formal não favoreceu as áreas mais dinâmicas do Brasil, particularmente o Sudeste. Esse padrão foi mais favorável às áreas metropolitanas das regiões Norte e Nordeste, que ampliaram o retorno à educação a partir dos ganhos de aglomeração. O presente estudo contribui para a literatura de diferenciais salariais ao considerar que os ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação podem contribuir para a redução das desigualdades salariais no mercado de trabalho formal entre as regiões do Brasil. Nessas condições, políticas públicas para as regiões Norte e Nordeste devem levar em consideração a importância da educação para o aproveitamento dos benefícios de densidade urbana.

Por fim, uma possível extensão deste artigo é avaliar quais são as causas dos efeitos de localização negativos e significantes encontradas em algumas regiões metropolitanas do Brasil, em detrimento de outras áreas. Para tanto, é necessário investigar a dinâmica socioeconômica específica a cada região metropolitana, no período analisado.

REFERÊNCIAS

ABEL, J. R.; DEY, I.; GABE, T. M. **Productivity and the density of human capital**. New York: Federal Reserve Bank of, sept. 2011. (Staff Reports, n. 440).

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. 740 p.

BECKER, G. S. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. 1. ed. The University of Chicago Press, 1964.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Previdência Social. **Programa de disseminação de estatísticas do trabalho (PDET)**. Orientações para uso: Relação Anual de Informações Sociais – Migração (Rais-Migra). MTPS, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/qBGJbG>>. Acesso em: 2 maio 2011.

_____. **Relação Anual de Informações Sociais e Migração (Rais-Migra)**. MTPS, 2011. Disponível em: <goo.gl/niSML>. Acesso em: 20 dez. 2011.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI P. K. **Microeconometrics using Stata**. Stata Press, College Station, 2009. 692 p.

CAMPOS, F. M.; SILVEIRA NETO, R. M. A importância da dimensão do mercado de trabalho para os diferenciais de participação e salários entre gêneros: uma análise empírica para os centros urbanos brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 37, 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2009.

CRUZ, B. O.; NATICCHIONI, P. Falling urban wage premium and inequality trends: evidence for Brazil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 40., 2012, Porto de Galinhas, Pernambuco. **Anais...** Porto de Galinhas: Anpec, 2012.

FALCÃO, N.; SILVEIRA NETO, R. Concentração espacial de capital humano e externalidades: o caso das cidades brasileiras. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 35. 2007, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpec, 2007.

FREGUGLIA, R. S.; MENEZES-FILHO, N. A. Inter-regional and inter-industry wage differentials with individual heterogeneity: estimates using brazilian data. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 35. 2007, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpec, 2007.

_____. Inter-regional wage differentials with individual heterogeneity. **The annals of regional science**, v. 49, n.1, p. 17-34, 2012.

GLAESER, E.; MARÉ, D. C. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, 2001.

_____. Cities and skills. **National Bureau of Economic Research**, 1994. (NBER Working Papers, n. 4728).

GLAESER, E.; RESSEGER, M. G. The complementarity between cities and skills. **National Bureau of Economic Research**, 2009. (NBER Working Papers, n. 15103).

HALFDANARSON, B.; HEUERMAN, D. F.; SÜDEKUM, J. Human capital externalities and the urban wage premium: two literatures and their interrelations. **Discussion Paper**. The Institute for the Study of Labor (IZA), n. 3493, may 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad)**. Rio de Janeiro, v. 31, p.1-135, 2011.

_____. **Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)**. IBGE, 2012. Disponível em: <<http://goo.gl/SK13pP>>. Acesso em: 5 maio 2012.

_____. **Sinopse preliminar do censo demográfico**. IBGE, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/7UAqsY>>. Acesso em: 17 out. 2012.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006.

LANGONI, C. G. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil**. 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005. 280 p.

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, v. 2, 552 p., 2007.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.

MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

NERI, M. O retorno da educação no mercado de trabalho. Instituto Brasileiro de Economia (IBRE/FGV), Centro de Políticas Sociais (Pesquisas), 2005. Disponível em: <<http://cps.fgv.br/>>. Acesso em: 5 maio 2012.

RAUCH, J. Productivity gains from geographic concentration of human Capital: Evidence from Cities. **Journal of Urban Economics**, n. 34, p. 380-400, 1993.

ROCHA, R. M.; SILVEIRA NETO, R. M.; GOMES, S. M. F. P. O. **Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilidosos? Uma análise para as cidades brasileiras**. *In*: FÓRUM

BNB DE DESENVOLVIMENTO, 17. ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 16., jul., 2011, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: BNB, 2011.

SERVO, L.; AZZONI, C. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, v. 81, n. 2, p.157-175, 2002.

SILVEIRA NETO, R.; AZZONI, C. Disparidades regionais de renda no Brasil: qual o papel das amenidades? *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA – ANPECNORDESTE, 9., 2004, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: Anpec Nordeste, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology (MIT), 740 p., 2002.

YANKOW, J. J. Why do cities pay more? An empirical examination of some competing theories of the urban wage premium. **Journal of Urban Economics**, v. 60, p. 139-161, 2006.

APÊNDICE

TABELA A. 1
Resultados das estimações (1995-2008)

Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)												
Variáveis	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
Constante	5,1922 ³ (0,0070)	5,2116 ³ (0,0068)	5,1462 ³ (0,0065)	5,1520 ³ (0,0065)	6,1123 ³ (0,0067)	6,0906 ³ (0,0066)	6,0520 ³ (0,0065)	6,0616 ³ (0,0065)	6,8857 ³ (0,0028)	6,8862 ³ (0,0028)	6,9029 ³ (0,0029)	6,9175 ³ (0,0029)
Características do trabalhador												
<i>educ2</i>	0,3575 ³ (0,0034)	0,2708 ³ (0,0033)	0,2616 ³ (0,0031)	0,2349 ³ (0,0032)	0,0506 ³ (0,0026)	0,0472 ³ (0,0027)	0,0475 ³ (0,0026)	0,0292 ³ (0,0028)	0,0342 ³ (0,0027)	0,0340 ³ (0,0027)	0,0337 ³ (0,0027)	0,0065 ¹ (0,0029)
<i>educ3</i>	0,8360 ³ (0,0034)	0,7604 ³ (0,0033)	0,7365 ³ (0,0031)	0,7303 ³ (0,0032)	0,1394 ³ (0,0027)	0,1422 ³ (0,0027)	0,1485 ³ (0,0027)	0,1454 ³ (0,0029)	0,0534 ³ (0,0027)	0,0532 ³ (0,0027)	0,0518 ³ (0,0027)	0,0296 ³ (0,0029)
<i>educ4</i>	1,5127 ³ (0,0034)	1,4324 ³ (0,0033)	1,3876 ³ (0,0032)	1,4217 ³ (0,0033)	0,3222 ³ (0,0028)	0,3319 ³ (0,0028)	0,3458 ³ (0,0028)	0,3852 ³ (0,0030)	0,1603 ³ (0,0028)	0,1601 ³ (0,0028)	0,1572 ³ (0,0028)	0,1739 ³ (0,0031)
<i>idade</i>	0,0592 ³ (0,0003)	0,0610 ³ (0,0003)	0,0540 ³ (0,0003)	0,0541 ³ (0,0003)	0,0423 ³ (0,0002)	0,0428 ³ (0,0002)	0,0426 ³ (0,0002)	0,0420 ³ (0,0002)				
<i>idade2</i>	-0,0007 ³ (0,0000)	-0,0007 ³ (0,0000)	-0,0006 ³ (0,0000)	-0,0006 ³ (0,0000)	-0,0005 ³ (0,0000)	-0,0005 ³ (0,0000)	-0,0005 ³ (0,0000)	-0,0005 ³ (0,0000)				
<i>dsexo</i> (mulher=1)	-0,5350 ³ (0,0007)	-0,5249 ³ (0,0007)	-0,4209 ³ (0,0007)	-0,4197 ³ (0,0007)	-0,3729 ³ (0,0023)	-0,3709 ³ (0,0022)	-0,3415 ³ (0,0021)	-0,3441 ³ (0,0021)				
<i>Exp</i>	0,0000 ³ (0,0000)	0,0002 ³ (0,0000)	0,0007 ³ (0,0000)	0,0007 ³ (0,0000)	0,0006 ³ (0,0000)	0,0006 ³ (0,0000)	0,0005 ³ (0,0000)	0,0005 ³ (0,0000)	0,0010 ³ (0,0000)	0,0010 ³ (0,0000)	0,0009 ³ (0,0000)	0,0009 ³ (0,0000)
<i>exp2</i>	0,0000 ³ (0,0000)	-0,0000 ³ (0,0000)	-0,0000 ³ (0,0000)	-0,0000 ³ (0,0000)	-0,0000 ³ (0,0000)							
Dummies de localização												
Rm	0,2244 ³ (0,0007)				0,0976 ³ (0,0011)				0,0343 ³ (0,0012)			
Baixada Santista		0,3667 ³ (0,0034)	0,3439 ³ (0,0033)			0,1599 ³ (0,0064)	0,1721 ³ (0,0063)		0,0170 ¹ (0,0075)	0,0195 ² (0,0075)		
Belém		-0,1825 ³ (0,0027)	-0,1385 ³ (0,0026)			-0,0952 ³ (0,0058)	-0,1041 ³ (0,0057)		-0,0161 ¹ (0,0075)	-0,0254 ³ (0,0074)		
Belo Horizonte		0,2832 ³ (0,0015)	0,2528 ³ (0,0014)			0,1246 ³ (0,0028)	0,1089 ³ (0,0028)		0,0253 ³ (0,0033)	-0,0008 (0,0033)		
Campinas		0,5209 ³ (0,0025)	0,4017 ³ (0,0024)			0,1797 ³ (0,0038)	0,1753 ³ (0,0038)		0,0396 ³ (0,0042)	0,0290 ³ (0,0042)		
Curitiba		0,2296 ³ (0,0018)	0,2175 ³ (0,0017)			0,1526 ³ (0,0034)	0,1373 ³ (0,0034)		0,0749 ³ (0,0041)	0,0494 ³ (0,0041)		
Florianópolis		0,1754 ³ (0,0027)	0,2299 ³ (0,0026)			0,1538 ³ (0,0056)	0,1462 ³ (0,0055)		0,0733 ³ (0,0071)	0,0452 ³ (0,0071)		
Fortaleza		-0,2073 ³ (0,0023)	-0,2222 ³ (0,0022)			-0,1156 ³ (0,0051)	-0,1339 ³ (0,0050)		-0,0139 ¹ (0,0066)	-0,0277 ³ (0,0066)		
Goiânia		0,0334 ³ (0,0025)	0,0611 ³ (0,0024)			-0,0370 ³ (0,0055)	-0,0494 ³ (0,0054)		-0,0407 ³ (0,0072)	-0,0604 ³ (0,0072)		
João Pessoa		-0,7894 ³ (0,0032)	-0,7436 ³ (0,0031)			-0,2875 ³ (0,0074)	-0,3133 ³ (0,0072)		0,0057 (0,0099)	-0,0098 (0,0099)		
Londrina		0,0966 ³ (0,0043)	0,0774 ³ (0,0041)			0,0323 ³ (0,0084)	0,0439 ³ (0,0082)		-0,0177 (0,0101)	-0,0097 (0,0101)		
Macapá		0,5833 ³ (0,0085)	0,6133 ³ (0,0081)			0,2616 ³ (0,0174)	0,2942 ³ (0,0171)		0,1434 ³ (0,0216)	0,1651 ³ (0,0215)		
Maceió		-0,1372 ³ (0,0041)	-0,1439 ³ (0,0039)			-0,0202 ³ (0,0083)	-0,0331 ³ (0,0081)		0,0688 ³ (0,0101)	0,0437 ³ (0,0101)		
Maringá		-0,0038 (0,0058)	-0,0173 ² (0,0055)			-0,0440 ³ (0,0107)	-0,0283 ² (0,0105)		-0,0770 ³ (0,0125)	-0,0654 ³ (0,0125)		
Natal		-0,1173 ³ (0,0050)	-0,1705 ³ (0,0048)			-0,0523 ³ (0,0073)	-0,0589 ³ (0,0072)		-0,0080 (0,0079)	-0,0124 (0,0079)		
N/NE Catarinense		0,4250 ³ (0,0056)	0,2197 ³ (0,0053)			0,1458 ³ (0,0098)	0,1224 ³ (0,0096)		0,0575 ³ (0,0112)	0,0442 ³ (0,0112)		

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)											
	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
Porto Alegre		0,2615 ³ (0,0017)	0,2198 ³ (0,0016)			0,1102 ³ (0,0027)	0,1015 ³ (0,0026)			0,0401 ³ (0,0030)	0,0283 ³ (0,0030)	
Recife		-0,0666 ³ (0,0026)	-0,1023 ³ (0,0024)			-0,0374 ³ (0,0051)	-0,0453 ³ (0,0050)			0,0235 ³ (0,0063)	0,0199 ³ (0,0063)	
Rio de Janeiro		0,1914 ³ (0,0013)	0,1785 ³ (0,0012)			0,0823 ³ (0,0024)	0,0691 ³ (0,0023)			0,0173 ³ (0,0029)	-0,0056 (0,0029)	
Salvador		-0,0372 ³ (0,0020)	-0,0222 ³ (0,0019)			0,0739 ³ (0,0040)	0,0640 ³ (0,0039)			0,1218 ³ (0,0049)	0,1119 ³ (0,0049)	
São Luís		-0,1413 ³ (0,0035)	-0,1210 ³ (0,0033)			-0,0689 ³ (0,0058)	-0,0817 ³ (0,0057)			0,0143 ³ (0,0064)	0,0052 (0,0064)	
São Paulo		0,4239 ³ (0,0009)	0,3818 ³ (0,0009)			0,1818 ³ (0,0017)	0,1776 ³ (0,0017)			0,0419 ³ (0,0020)	0,0264 ³ (0,0020)	
Vale do Aço		0,3838 ³ (0,0056)	0,1954 ³ (0,0053)			0,1466 ³ (0,0116)	0,1324 ³ (0,0113)			0,0014 (0,0144)	0,0022 (0,0143)	
Vale do Itajaí		0,2677 ³ (0,0049)	0,1219 ³ (0,0047)			0,0531 ³ (0,0090)	0,0358 ³ (0,0088)			0,0065 (0,0104)	-0,0019 (0,0104)	
Vitória		0,1288 ³ (0,0034)	0,0911 ³ (0,0033)			0,0590 ³ (0,0064)	0,0495 ³ (0,0063)			-0,0015 (0,0076)	-0,0166 ³ (0,0075)	
Características do trabalho												
<i>A: Agricultura, pecuária, silvicultura e exploração florestal</i>			0,0626 ³ (0,0023)	0,0688 ³ (0,0023)			0,0349 ³ (0,0027)	0,0362 ³ (0,0027)			0,0583 ³ (0,0029)	0,0575 ³ (0,0029)
<i>B: Pesca</i>			0,0559 ¹ (0,0249)	0,0491 ¹ (0,0248)			0,0567 ² (0,0192)	0,0601 ² (0,0192)			0,0517 ² (0,0192)	0,0516 ² (0,0192)
<i>C: Indústria extrativa</i>			0,5697 ³ (0,0052)	0,5698 ³ (0,0051)			0,1581 ³ (0,0054)	0,1587 ³ (0,0054)			0,0986 ³ (0,0055)	0,0978 ³ (0,0055)
<i>D: Indústria de transformação</i>			0,4870 ³ (0,0010)	0,4857 ³ (0,0010)			0,1587 ³ (0,0017)	0,1588 ³ (0,0017)			0,1046 ³ (0,0020)	0,1028 ³ (0,0020)
<i>E: Produção e distribuição de eletricidade, gás e água</i>			0,7356 ³ (0,0021)	0,7316 ³ (0,0020)			0,3179 ³ (0,0036)	0,3162 ³ (0,0036)			0,1530 ³ (0,0042)	0,1507 ³ (0,0042)
<i>F: Construção</i>			0,3573 ³ (0,0031)	0,3564 ³ (0,0031)			0,0375 ³ (0,0028)	0,0379 ³ (0,0028)			-0,0051 (0,0028)	-0,0071 ¹ (0,0028)
<i>G: Comércio, reparação de veículos, obj. pessoais e dom.</i>			0,2548 ³ (0,0016)	0,2557 ³ (0,0016)			0,0420 ³ (0,0020)	0,0426 ³ (0,0020)			0,0107 ³ (0,0022)	0,0096 ³ (0,0022)
<i>H: Alojamento e alimentação</i>			0,0741 ³ (0,0035)	0,0738 ³ (0,0035)			-0,0756 ³ (0,0049)	-0,0757 ³ (0,0049)			-0,0521 ³ (0,0053)	-0,0538 ³ (0,0053)
<i>I: Transporte, armazenagem e comunicações</i>			0,3786 ³ (0,0016)	0,3777 ³ (0,0016)			0,1200 ³ (0,0024)	0,1215 ³ (0,0024)			0,0825 ³ (0,0027)	0,0821 ³ (0,0027)
<i>J: Intermediação financeira e serviços relacionados</i>			0,8081 ³ (0,0018)	0,8025 ³ (0,0018)			0,3841 ³ (0,0028)	0,3836 ³ (0,0028)			0,1846 ³ (0,0032)	0,1825 ³ (0,0032)
<i>K: Atividade imobiliária, alugueis e serv. prestados/empresas</i>			0,3110 ³ (0,0015)	0,3131 ³ (0,0015)			0,0643 ³ (0,0016)	0,0639 ³ (0,0016)			0,0196 ³ (0,0017)	0,0175 ³ (0,0017)
<i>M: Educação</i>			0,2299 ³ (0,0016)	0,2208 ³ (0,0016)			-0,0141 ³ (0,0016)	-0,0157 ³ (0,0016)			-0,0649 ³ (0,0016)	-0,0667 ³ (0,0016)
<i>N: Saúde e serviços sociais</i>			0,1931 ³ (0,0016)	0,1917 ³ (0,0016)			0,0673 ³ (0,0018)	0,0684 ³ (0,0018)			0,0560 ³ (0,0019)	0,0562 ³ (0,0019)
<i>O: Outros serviços coletivos, sociais e pessoais</i>			0,2369 ³ (0,0019)	0,2342 ³ (0,0019)			0,0326 ³ (0,0019)	0,0321 ³ (0,0019)			-0,0005 (0,0020)	-0,0018 (0,0020)

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)												
Variáveis	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
P: Serviços domésticos			0,1767 ² (0,0591)	0,1766 ² (0,0589)			0,1382 ³ (0,0305)	0,1350 ³ (0,0305)			0,1056 ³ (0,0300)	0,1025 ³ (0,0300)
Q: Organismos internacionais e instituições extraterritoriais			0,7110 ³ (0,0383)	0,7137 ³ (0,0381)			0,1468 ³ (0,0221)	0,1432 ³ (0,0221)			0,0690 ² (0,0219)	0,0646 ² (0,0219)
emp p			-0,2974 ³ (0,0010)	-0,3012 ³ (0,0010)			-0,1328 ³ (0,0010)	-0,1331 ³ (0,0010)			-0,1168 ³ (0,0011)	-0,1164 ³ (0,0011)
emp m			-0,0688 ³ (0,0009)	-0,0724 ³ (0,0009)			-0,0489 ³ (0,0008)	-0,0489 ³ (0,0008)			-0,0443 ³ (0,0008)	-0,0440 ³ (0,0008)
Efeitos temporais												
Dummies de tempo (1996-2008)	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
RM ensino fundamental												
Baixada Santista				0,4449 ³ (0,0052)				0,1746 ³ (0,0082)				0,0186 ¹ (0,0093)
Belém				-0,1951 ³ (0,0048)				-0,1894 ³ (0,0071)				-0,1179 ³ (0,0084)
Belo Horizonte				0,2763 ³ (0,0026)				0,1370 ³ (0,0037)				0,0101 ¹ (0,0042)
Campinas				0,4068 ³ (0,0039)				0,1951 ³ (0,0055)				0,0341 ³ (0,0060)
Curitiba				0,2330 ³ (0,0032)				0,1293 ³ (0,0049)				0,0235 ³ (0,0058)
Florianópolis				0,3556 ³ (0,0054)				0,1380 ³ (0,0076)				-0,0248 ² (0,0090)
Fortaleza				-0,3355 ³ (0,0039)				-0,1901 ³ (0,0070)				-0,0139 (0,0086)
Goiânia				0,1192 ³ (0,0041)				-0,0893 ³ (0,0072)				-0,0745 ³ (0,0087)
João Pessoa				-0,2470 ³ (0,0078)				-0,0913 ³ (0,0110)				0,1024 ³ (0,0121)
Londrina				0,1177 ³ (0,0069)				0,0218 ¹ (0,0111)				-0,0235 (0,0128)
Macapá				0,6669 ³ (0,0155)				0,3274 ³ (0,0237)				0,1930 ³ (0,0279)
Maceió				-0,2004 ³ (0,0070)				-0,0425 ³ (0,0107)				0,0432 ³ (0,0122)
Maringá				0,0086 (0,0093)				-0,0404 ² (0,0149)				-0,0579 ³ (0,0171)
Natal				-0,0926 ³ (0,0085)				-0,0193 (0,0104)				0,0156 (0,0110)
N/NE Catarinense				0,2902 ³ (0,0081)				0,2210 ³ (0,0131)				0,1166 ³ (0,0153)
Porto Alegre				0,2842 ³ (0,0030)				0,1021 ³ (0,0045)				0,0406 ³ (0,0050)
Recife				-0,1964 ³ (0,0041)				-0,0289 ³ (0,0064)				0,0569 ³ (0,0075)
Rio de Janeiro				0,1937 ³ (0,0020)				0,0731 ³ (0,0031)				0,0135 ³ (0,0035)
Salvador				-0,0460 ³ (0,0040)				0,0447 ³ (0,0053)				0,0757 ³ (0,0060)
São Luís				-0,1003 ³ (0,0079)				-0,0656 ³ (0,0091)				0,0083 (0,0095)
São Paulo				0,4411 ³ (0,0015)				0,2413 ³ (0,0022)				0,0763 ³ (0,0025)
Vale do Aço				0,2515 ³ (0,0085)				0,2095 ³ (0,0132)				0,0492 ² (0,0159)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)											
	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
Vale do Itajaí				0,1953 ³ (0,0066)				0,1439 ³ (0,0113)				0,0972 ³ (0,0133)
Vitória				0,0781 ³ (0,0069)				0,1228 ³ (0,0098)				0,0689 ³ (0,0109)
RM ensino médio												
Baixada Santista				0,3173 ³ (0,0057)				0,1352 ³ (0,0077)				-0,0011 (0,0086)
Belém				-0,2417 ³ (0,0039)				-0,0980 ³ (0,0064)				0,0174 ¹ (0,0078)
Belo Horizonte				0,3167 ³ (0,0024)				0,2209 ³ (0,0032)				0,1142 ³ (0,0037)
Campinas				0,3657 ³ (0,0043)				0,1428 ³ (0,0050)				0,0042 (0,0054)
Curitiba				0,2169 ³ (0,0029)				0,1545 ³ (0,0041)				0,0672 ³ (0,0048)
Florianópolis				0,2721 ³ (0,0043)				0,1169 ³ (0,0064)				-0,0051 (0,0078)
Fortaleza				-0,2629 ³ (0,0036)				-0,1307 ³ (0,0058)				-0,0260 ³ (0,0071)
Goiânia				0,0096 ¹ (0,0039)				-0,0472 ³ (0,0062)				-0,0573 ³ (0,0075)
João Pessoa				-0,2414 ³ (0,0085)				-0,0982 ³ (0,0106)				0,1081 ³ (0,0114)
Londrina				0,0609 ³ (0,0072)				0,0647 ³ (0,0097)				0,0180 (0,0112)
Macapá				0,6694 ³ (0,0115)				0,3804 ³ (0,0188)				0,2618 ³ (0,0230)
Maceió				-0,1661 ³ (0,0066)				0,0109 (0,0095)				0,0722 ³ (0,0110)
Maringá				-0,0329 ² (0,0102)				-0,0321 ¹ (0,0134)				-0,0522 ³ (0,0151)
Natal				-0,3090 ³ (0,0069)				-0,0746 ³ (0,0091)				-0,0127 (0,0098)
N/NE Catarinense				0,1647 ³ (0,0082)				0,0835 ³ (0,0116)				0,0086 (0,0133)
Porto Alegre				0,3148 ³ (0,0028)				0,0934 ³ (0,0037)				0,0125 ² (0,0041)
Recife				-0,1656 ³ (0,0041)				-0,0463 ³ (0,0061)				0,0390 ³ (0,0072)
Rio de Janeiro				0,1727 ³ (0,0021)				0,0628 ³ (0,0029)				-0,0216 ³ (0,0034)
Salvador				-0,0473 ³ (0,0028)				0,0466 ³ (0,0044)				0,1045 ³ (0,0052)
São Luís				-0,2311 ³ (0,0044)				-0,0519 ³ (0,0058)				0,0466 ³ (0,0063)
São Paulo				0,3657 ³ (0,0015)				0,1601 ³ (0,0020)				0,0227 ³ (0,0023)
Vale do Aço				0,1545 ³ (0,0080)				0,0983 ³ (0,0129)				-0,0117 (0,0157)
Vale do Itajaí				0,1185 ³ (0,0089)				0,0296 ² (0,0109)				0,0054 (0,0123)
Vitória				0,1062 ³ (0,0050)				0,0807 ³ (0,0072)				0,0086 (0,0083)
RM ensino superior												
Baixada Santista				0,1701 ³ (0,0064)				0,0525 ³ (0,0083)				-0,0729 ³ (0,0090)
Belém				0,0703 ³ (0,0051)				-0,0058 (0,0081)				0,0202 ¹ (0,0095)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente: $\ln w$ (logaritmo natural do salário real)											
	Pooled OLS				Efeito Aleatório (EA)				Efeito Fixo (EF)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)
Belo Horizonte				0,1415 ³ (0,0024)				-0,0235 ³ (0,0033)				-0,1096 ³ (0,0038)
Campinas				0,4109 ³ (0,0044)				0,1486 ³ (0,0050)				0,0140 ² (0,0053)
Curitiba				0,1713 ³ (0,0028)				0,1033 ³ (0,0040)				0,0257 ³ (0,0045)
Florianópolis				0,0847 ³ (0,0040)				0,1242 ³ (0,0060)				0,0658 ³ (0,0073)
Fortaleza				-0,0768 ³ (0,0041)				-0,0811 ³ (0,0064)				-0,0301 ³ (0,0075)
Goiânia				0,0249 ³ (0,0046)				0,0477 ³ (0,0067)				0,0523 ³ (0,0078)
João Pessoa				-1,0437 ³ (0,0038)				-0,2268 ³ (0,0066)				0,1145 ³ (0,0076)
Londrina				0,0225 ² (0,0072)				0,0109 (0,0102)				-0,0445 ³ (0,0115)
Macapá				0,3936 ³ (0,0167)				0,1590 ³ (0,0226)				0,0604 ¹ (0,0260)
Maceió				-0,0810 ³ (0,0071)				-0,0538 ³ (0,0103)				-0,0087 (0,0118)
Maringá				-0,0555 ³ (0,0093)				-0,0241 (0,0133)				-0,0744 ³ (0,0147)
Natal				0,0245 ¹ (0,0106)				-0,0748 ³ (0,0113)				-0,0351 ² (0,0118)
N/NE Catarinense				0,1676 ³ (0,0130)				0,0434 ³ (0,0132)				0,0004 (0,0139)
Porto Alegre				0,0629 ³ (0,0026)				0,0912 ³ (0,0034)				0,0223 ³ (0,0036)
Recife				0,0843 ³ (0,0047)				-0,0482 ³ (0,0067)				-0,0330 ³ (0,0075)
Rio de Janeiro				0,1368 ³ (0,0022)				0,0307 ³ (0,0031)				-0,0523 ³ (0,0035)
Salvador				-0,0062 (0,0035)				0,0776 ³ (0,0053)				0,1244 ³ (0,0060)
São Luís				0,0062 (0,0078)				-0,0751 ³ (0,0081)				0,0011 (0,0084)
São Paulo				0,3095 ³ (0,0016)				0,1055 ³ (0,0021)				-0,0325 ³ (0,0024)
Vale do Aço				0,1581 ³ (0,0133)				-0,0042 (0,0169)				-0,1074 ³ (0,0187)
Vale do Itajaí				-0,0502 ³ (0,0100)				-0,1055 ³ (0,0119)				-0,1121 ³ (0,0128)
Vitória				0,0412 ³ (0,0056)				-0,0535 ³ (0,0076)				-0,1049 ³ (0,0086)
R2 global	0,3711	0,4110	0,4655	0,4697	0,2450	0,2853	0,3487	0,3517	0,1148	0,1189	0,1622	0,1563
R2 within					0,2274	0,2260	0,2283	0,2296	0,2244	0,2245	0,2291	0,2309
R2 between					0,2800	0,3311	0,4064	0,4092	0,2628	0,2517	0,2917	0,2536
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Hausman								$\chi^2(106) = 408.943,37$				$\chi^2(106) = 408.943,37$
Prob > χ^2								0,000				0,000

Elaboração própria, com base na Rais-Migra (Brasil, 2010).

Obs.: Amostra total de 4.665.388 observações. Resultados obtidos por meio do *software Stata 12*; Erro-padrão entre parênteses.Notas: Significativo a: ¹1%; ²5%; ³10%.