

CONVERGÊNCIA DE SALÁRIOS ENTRE AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS: CUSTO DE VIDA E ASPECTOS DE DEMANDA E OFERTA DE TRABALHO*

Tatiane A. Menezes
Da UFPE

Carlos R. Azzoni
Do Núcleo de Estudos Regionais e Urbanos da USP

A desigualdade salarial entre as pessoas de diferentes regiões pode ser explicada por três fatores. Do ponto de vista da oferta de trabalho, níveis salariais maiores em uma região podem ocorrer devido a seus habitantes terem maior instrução e, por conseguinte, melhor inserção no mercado de trabalho. Pelo lado da demanda, as desigualdades salariais podem dever-se a diferenças na estrutura produtiva, nas instituições e no acesso à tecnologia. A terceira linha de raciocínio argumenta que as diferenças salariais entre regiões buscam compensar diferenciais de custo de vida e amenidades. Neste trabalho, esses três fatores são considerados na análise da dinâmica da desigualdade salarial entre as regiões metropolitanas (RMs) brasileiras. Utiliza-se uma estrutura de dados em painel a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), agregados por faixas de idade para as nove RMs. Estima-se um modelo de convergência controlando por efeito fixo. Conclui-se que o diferencial de custo de vida, embora relevante, não é capaz, individualmente, de explicar os diferenciais de renda salarial. No que diz respeito às demais fontes, encontra-se que aspectos relacionados à demanda (características regionais) e à oferta de trabalho (capital humano) apresentam papel acentuado na dinâmica das desigualdades regionais.

1 INTRODUÇÃO

Os indicadores de desigualdade regional no Brasil são impressionantes. Pelos dados do Censo de 2000, o salário *per capita* dos moradores da região Sudeste era de R\$ 944,72, mais do que o dobro do salário dos moradores da região Nordeste, que ganhavam em média R\$ 448,00. Estes dados tornam-se mais significativos quando se sabe que, dos 3% da população brasileira que recebiam até 1/2 salário mínimo (SM), 2/3 encontravam-se no Norte e no Nordeste. O inverso ocorre quando se olha para os 3% dos brasileiros que ganhavam mais do que 30 SMs, dos quais 80% habitavam o Sul e o Sudeste. Este trabalho devota-se a aprofundar a discussão dos determinantes da desigualdade de renda entre os habitantes das diferentes regiões brasileiras, na busca de uma melhor compreensão desse fenômeno.

O problema dos diferenciais de salário no Brasil é uma questão amplamente discutida entre os economistas (ARBACHE; NERI, 2004; ARBACHE, 2001; REIS; BARROS, 1991; BARROS; MENDONÇA, 1995). Contudo, essa literatura explora pouco o fator regional desse problema, sendo toda a ênfase concentrada na teoria do capital humano. Segundo essa teoria, uma política educacional resolveria os problemas regionais (TREJO, 1997; PESSOA, 2001). A literatura econômica, entretanto, apresenta

* Os autores agradecem o apoio do CNPq e da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe). Durante o desenvolvimento do trabalho, Tatiane Menezes era pesquisadora da Fipe e professora do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo (USP).

ainda duas outras possíveis fontes para explicar a grande variação salarial observada entre regiões (MAIER; WEISS, 1986; AZZONI; SERVO, 2002). A primeira delas propõe que tais desigualdades têm sua fonte no lado da demanda por trabalho, sugerindo que derivam de diferenças na estrutura produtiva, nas instituições e no acesso à tecnologia. A combinação desses fatores geraria uma armadilha de pobreza, que impediria as regiões de se desenvolverem (JALAN; RAVALLION, 2002). A outra linha de raciocínio argumenta que as diferenças salariais entre regiões existem para equilibrar o diferencial de custo de vida e amenidades (poluição, criminalidade etc.) entre elas (TOPEL, 1994).

O presente trabalho analisa o diferencial de salário pela ótica regional, e busca identificar se, além do capital humano, o diferencial de custo de vida e as características regionais não teriam também um papel na sua explicação. O artigo consiste em aplicar a metodologia desenvolvida em Azzoni *et al.* (2001) e Azzoni, Menezes-Filho e Menezes (2005) para analisar a dinâmica da desigualdade regional da renda do trabalho entre as RMs brasileiras. Tais áreas caracterizam-se por serem densamente povoadas e concentrarem os principais bolsões de pobreza e de riqueza de cada estado. Essa relativa homogeneidade as torna propícias para estudos dessa natureza.

Este artigo está dividido em cinco partes, incluindo esta introdução. Na segunda seção, descrevem-se os dados utilizados e analisa-se o comportamento do salário-hora por trabalhador das RMs brasileiras. Na terceira, é feita uma apresentação da metodologia utilizada para análise da convergência de renda, assim como do instrumental econométrico empregado, discutindo-se os resultados. Na quarta seção analisa-se mais detidamente o papel da oferta de trabalho, identificando-se a desigualdade remanescente como atribuída a diferenciais na demanda por trabalho. A última seção apresenta as conclusões.

2 DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS

O estudo foi desenvolvido com base nos dados de salário provenientes da Pnad, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Trabalha-se com o logaritmo natural do salário-hora do trabalho principal nas nove RMs brasileiras (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre). Os valores nominais de salário-hora são inicialmente deflacionados pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), do IBGE, gerando-se valores reais de salário-hora. Em seguida, aplica-se a esses valores reais o índice de custo de vida entre regiões (ICVR) apresentado em Azzoni, Menezes e Carmo (2003), que constroem um índice que propicia uma medida mais consistente do poder de compra dos salários nas RMs brasileiras. Dessa maneira, trabalha-se com valores monetários temporalmente constantes e regionalmente ajustados para os diferenciais de custo de vida entre regiões.

A utilização de microdados para análise de convergência foi parcamente empregada, com as exceções de Ravallion e Wodon (1998), Jalan e Ravallion (2002), Azzoni *et al.* (2001) e Azzoni, Menezes-Filho e Menezes (2005). Na literatura da economia do trabalho e da teoria do consumidor, entretanto, é amplamente utilizada, sendo pioneiros os trabalhos de Browning, Deaton e Irish (1985) e Attanasio e Browning (1994). Proceda-se aqui de forma semelhante a Azzoni *et al.* (2001) e agregam-se os microdados das Pnads em 10 coortes em cada uma das 9 RMs, ao longo do período 1981-2003. É possível seguir cada coorte ao longo do tempo, à medida que esta vai envelhecendo, identificando-se a sua influência sobre a convergência de renda. Trabalha-se assim com um painel composto de 2.070 observações (10 coortes x 9 RMs x 23 anos). A tabela 1 descreve a composição das coortes.

A tabela 2 mostra o salário-hora nas dez regiões em análise, para os dados com e sem a consideração dos diferenciais de custo de vida. No ano de 1981, a distância entre a Região Metropolitana de São Paulo (RMSP), a mais rica, e Fortaleza, uma das mais pobres, era de 76%, sem considerar diferenças em custo de vida, caindo para 57% com dados reais regionalizados. Em 2003, a RMSP apresentava níveis salariais 81% maiores que os de Fortaleza; quando a mesma análise é feita com dados reais regionalizados, essa diferença cai para 39%. Claramente, a região de maior crescimento no período foi Porto Alegre, com crescimento superior a 200% em ambos os casos. Após descontar os níveis de custo de vida regionais, as RMs do Sul e do Sudeste têm em geral suas taxas de crescimento reduzidas, enquanto as

TABELA 1
Descrição das coortes

Coorte	Ano de nascimento	Idade em 1981	Idade em 2003	Célula mínima	Célula máxima
1	1927	54	76	53	952
2	1932	49	71	78	1.117
3	1937	44	66	121	1.188
4	1942	39	61	127	1.348
5	1947	34	56	191	1.655
6	1952	29	51	243	2.073
7	1957	24	46	301	2.382
8	1962	19	41	322	2.367
9	1967	14	36	209	1.932
10	1972	-	31	60	1.310

TABELA 2

Salário-hora: valores e crescimento

	Salário-hora real			Salário-hora real regionalizado		
	2003 (A)	1981 (B)	A/B	2003 (C)	1981(D)	C/D
POA	7,68	3,78	2,03	7,82	3,86	2,03
SPA	7,57	4,18	1,81	6,49	3,93	1,65
RIO	7,37	3,95	1,87	6,77	3,68	1,84
CUR	6,27	3,45	1,82	6,18	3,45	1,79
BHO	6,25	3,43	1,82	6,37	3,64	1,75
SAL	5,25	3,52	1,49	5,56	3,58	1,55
REC	4,83	2,71	1,78	5,63	2,98	1,89
FOR	4,18	2,37	1,76	4,66	2,50	1,87
BEL	4,17	2,72	1,53	4,62	2,73	1,69
Variância	1,98	0,38		1,04	0,26	

regiões do Norte e Nordeste apresentam elevações. Todavia, esse tipo de observação pontual não permite concluir sobre a existência ou não de convergência. Esse é o tema abordado na próxima seção.

3 ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA

3.1 Modelos de crescimento na forma de dados em painel

A análise das diferenças nos níveis de renda iniciada por Myrdal (1963) obteve resposta brilhante, pela simplicidade, de Solow (1956). Nos últimos anos, a maioria dos trabalhos que visam calcular a convergência de renda entre regiões tem como inspiração o instrumental desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1995), originado da versão de Cass-Koopmans¹ para o modelo de Solow. Nessa dimensão, aparecem duas definições para convergência: se duas regiões (ou países) possuem o mesmo nível de preferências e tecnologia, deve haver apenas uma renda de estado estacionário, e, por conseguinte, as rendas *per capita* dessas duas regiões devem igualar-se com o passar do tempo. Denomina-se esse tipo de convergência *absoluta*. A segunda definição de convergência é dada em termos da taxa de crescimento. No modelo de Solow, a taxa de crescimento é determinada pela taxa do progresso tecnológico exógeno e, como este é um bem público, todas as regiões teriam aces-

1. A versão de Cass-Koopman para o modelo de Solow está descrita em Barro e Sala-i-Martin (1995). Nela, a taxa de poupança é endógena, ao contrário do que ocorre no modelo original, no qual a poupança é exógena.

so ao mesmo nível de tecnologia. Assim, todas atingiriam a mesma taxa de crescimento de estado estacionário, sendo que os níveis de renda de estado estacionário dependeriam das condições iniciais de cada região, que não necessariamente tenderiam a se igualar. Essa forma é denominada *convergência condicional*.

Claro está que os estudos de convergência centram-se na análise da dinâmica da renda *per capita*, enquanto no presente trabalho são utilizados dados salariais determinados microeconomicamente em mercados particulares. Todavia, conforme demonstrado em Azzoni, Menezes-Filho e Menezes (2005), e em Azzoni e Silveira-Neto (2005), a correlação entre os movimentos regionais de renda *per capita* e de salários é muito alta. Por outro lado, o uso dos microdados da Pnad apresenta inúmeras vantagens em relação ao uso dos dados de renda *per capita* produzidos pelo IBGE, seja pelo lado da maior disponibilidade de informações sobre características importantes das famílias, seja por propiciar melhor forma de contornar problemas econométricos.

Apesar de bastante intuitivo no que diz respeito à técnica de estimação, o modelo de Solow apresenta questões metodológicas interessantes, surgidas da necessidade de as regiões (ou países) estarem em seus estados estacionários. Para contornar o problema, estuda-se a correlação entre o nível da renda inicial e a subsequente taxa de crescimento. Em virtude da decrescente produtividade marginal do capital, regiões com baixo nível de estoque de capital possuem altas taxas de retorno para o mesmo e, por isso, devem crescer mais rápido do que as regiões ricas, nas quais o estoque é superior. Assim, uma correlação negativa entre o nível de renda inicial e a subsequente taxa de crescimento tem se popularizado como o melhor critério para julgar a existência ou não de convergência. É importante notar que uma correlação negativa tem sido interpretada como uma evidência de convergência, tanto no sentido de nível de renda como em termos de taxa de crescimento.

Supondo que os países estejam em seus estados estacionários, Mankiw, Romer e Weil (1992) estimaram uma série de regressões para identificar de que forma os diferenciais na taxa de crescimento da poupança e da força de trabalho explicariam o diferencial de renda *per capita* corrente entre os países. Vários trabalhos foram feitos no Brasil no intuito de calcular a convergência de renda, como por exemplo: Azzoni (2001), Ferreira e Afonso (1995), Diniz e Ferreira (1995), Ferreira e Ellery Jr. (1996), Schwartzman (1996) e Zini (1998), com resultados não-coincidentes quanto à velocidade de convergência. Assim como nos trabalhos de Mankiw, Romer e Weil (1992) e de Barro e Sala-i-Martin (1995) para a economia americana, os autores brasileiros supõem que preferência e tecnologia são uniformes entre os estados, devendo haver, como consequência, apenas um nível de renda de estado estacionário. Dessa forma, suas regressões para os estados não incluem variáveis que visem controlar possíveis diferenças entre as regiões e seus respectivos estados estacionários.

Os testes de convergência conduzidos a partir dessa metodologia basicamente consistem em estimar regressões de *cross-section*, com a taxa de crescimento da renda como a variável dependente e o nível de renda inicial como a principal variável explicativa. No entanto, a estrutura de regressão utilizando uma única *cross-section* não permite que se levem em consideração características que possam vir também a influenciar as dotações iniciais das regiões, como a função de produção, as instituições e os hábitos regionais. Como discutem Attanasio e Weber (1993) e Islam (1995), a presença de características individuais dificilmente mensuráveis gera um viés de variável omitida, que torna o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) inconsistente. Por outro lado, se em vez de dados em *cross-section* se trabalha com dados em painel, é possível controlar por essas diferenças. A inclusão no modelo de uma variável que seja fixa no tempo mas que varie entre regiões (estados ou países) permite captar o efeito das características intrínsecas a cada uma delas, resolvendo assim o problema de variável omitida. Azzoni *et al.* (2001) avançaram em relação ao modelo de Islam (1995), explicitando características dos indivíduos e das regiões e acrescentando que diferenças geracionais têm também influência na velocidade de convergência. Esse mesmo procedimento será empregado neste trabalho, com o objetivo de identificar o papel das variáveis geográficas e relativas ao capital humano sobre o salário real regionalizado das RMs brasileiras.

O modelo utilizado neste trabalho incorpora capital humano na função de produção, de forma semelhante à desenvolvida por Jones (1995),² e supõe progresso tecnológico exógeno e poupador de trabalho.

$$Y = K^\alpha (AH)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

$$H = zL$$

$$z = e^{\rho b + \rho_1 T + \rho_2 T^2}$$

onde Y é o produto total, K é o estoque de capital, L é a força de trabalho não-qualificada, A é o progresso tecnológico e H é a força de trabalho qualificada, que corresponde ao capital humano, complementar ao capital físico. A taxa z , de transformação de trabalho qualificado em trabalho não-qualificado, depende do tem-

2. Os autores agradecem a importante sugestão de um dos pareceristas.

po dedicado ao aprendizado (h) e dos anos de experiência (T). Neste modelo, os agentes econômicos tomam decisões sobre a taxa de investimento em capital físico (s_k) e sobre o tempo dedicado ao aprendizado (h).

Por hipótese, L e A crescem exogenamente a taxas n e g , respectivamente.

$$L(t) = L(0)e^{nt}$$

$$A(t) = A(0)e^{gt}$$

Definindo tanto o produto como o estoque de capital por trabalhador efetivo respectivamente como $\hat{y} = \frac{Y}{AL}$ e $\hat{k} = \frac{K}{AL}$, a função de produção trabalho efetivo e a taxa de crescimento do capital por trabalhador efetivo ficam determinadas por:

$$\hat{y} = \hat{k}^\alpha z^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

$$\dot{\hat{k}}(t) = s_k \hat{k}^\alpha z^{1-\alpha} - (n + g + \delta) \hat{k}(t) \quad (3)$$

onde δ é a taxa de depreciação do estoque de capital. O valor de estado estacionário do produto *per capita* (y^*) é dado por:

$$\hat{y}^* = z \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \quad (4)$$

Aplicando o logaritmo natural à expressão anterior, chega-se a uma função linear para o produto *per capita* de estado estacionário, dependente das dotações iniciais de cada país ou região.

$$\ln \hat{y}^* = \phi h + \rho_1 T + \rho_2 T^2 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (5)$$

O próximo passo consiste na derivação da velocidade de convergência (β). A aproximação linear da equação (3) em torno do seu estado estacionário é dada por:

$$\frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} \equiv \frac{\partial \left(\frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} \right)}{\partial \ln \hat{k}} \left[\ln \hat{k}^* - \ln \hat{k} \right] \quad (6)$$

onde:

$$\beta \equiv \frac{\partial \left(\frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} \right)}{\partial \ln \hat{k}} = (n + g + \delta) (1 - \alpha).$$

Com base na função de produção Cobb-Douglas definida em (2), é possível mostrar que:

$$\frac{\dot{\hat{y}}}{\hat{y}} \approx -\beta [\ln \hat{y} - \ln \hat{y}^*] \quad (7)$$

A solução da equação diferencial (7) produz:

$$\ln \hat{y}(t_2) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln \hat{y}^* + e^{-\beta\tau} \ln \hat{y}(t_1) \quad (8)$$

Sendo $\hat{y}(t_1)$ a renda por trabalho efetivo em algum ponto inicial do tempo e $\tau = (t_2 - t_1)$. Em geral, nos modelos de ajustamento parcial o valor ótimo da variável dependente é determinado pelo valor da variável explicativa no período corrente. Como fica claro em (4), \hat{y}^* é determinado por z , s e n . Uma vez que se supõe a constância dessas variáveis no intervalo de tempo compreendido entre t_1 e t_2 , o valor da renda no estado estacionário (\hat{y}^*) dado por (5) é substituído na equação (8) por essas variáveis. Rearranjando os termos, chega-se à equação empregada no cálculo da velocidade de convergência, na qual a taxa de crescimento

da renda varia em função da renda inicial, das características da população e das condições iniciais de cada região.

$$\begin{aligned} \ln \hat{y}(t_2) - \ln \hat{y}(t_1) = & (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} (\ln(s_k) - \ln(n + g + \delta)) + \\ & + (1 - e^{-\beta\tau}) (\phi b + \rho_1 T + \rho_2 T^2) + (1 - e^{-\beta\tau}) \ln A(0) + \\ & + g(t_2 - e^{-\beta\tau} t_1) - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln y(t_1) \end{aligned} \quad (9)$$

Para incorporar a influência das gerações na explicação da velocidade de convergência, procede-se de forma semelhante a Azzoni *et al.* (2001). No modelo, $\ln A(0)$ representa diferenças de produtividade específicas a regiões e gerações, possivelmente associadas a diferenças de dotações, infra-estrutura etc. Esse termo capta os efeitos fixos e pode ser desmembrado como $\ln A(0) = b_k + c_i$, onde, pela nomenclatura de dados de painel, o termo $(1 - e^{-\beta\tau}) b_k$ corresponde ao efeito fixo entre as regiões, estas indicadas pelo subscrito k ; quando se trabalha com médias de valores durante períodos de tempo, o subscrito referente à região passa a ser notado $k(t)$. O termo $(1 - e^{-\beta\tau}) c_i$ corresponde ao efeito fixo das gerações (coortes), que são indicadas pelo subscrito i . O termo $g(t_2 - e^{-\beta\tau} t_1)$ representa o efeito aleatório que capta o impacto de choques temporais, os quais afetam regiões e gerações de forma semelhante. Por fim, $(1 - e^{-\beta\tau}) (\phi b_{ik} + \rho_1 T_{ik} + \rho_2 T^2)$ corresponde ao vetor de variáveis de controle, que captam os efeitos demográficos e que variam entre regiões, domicílios e anos. Esses termos aparecem explicitamente nessa formulação, deixando de fazer parte do erro da regressão. Supõe-se também que as variáveis n , g e δ são constantes entre as regiões e coortes. Usando-se a notação convencional de dados em painel, chega-se a:

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_{ik(t)t} = & \lambda_0 + \lambda_1 \ln y_{i(t),t-1} + \phi b_{ik(t)} + \theta_1 T_{ik(t)} + \\ & + \theta_2 T_{ik(t)}^2 + \eta_t + \mu_{k(t)} + \zeta_{i(t)} + \nu_{ik(t)t} \end{aligned} \quad (10)$$

onde:

$$\Delta \ln y_{ik(t)t} = \ln y_{ik(t)t} - \ln y_{ik(t)t-1}$$

$$\lambda_1 = (1 - e^{-\beta\tau})$$

$$\lambda_0 = (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} (\ln(s) - \ln(n + g + \delta))$$

$$\varphi = (1 - e^{-\beta\tau}) \phi$$

$$\theta_1 = (1 - e^{-\beta\tau}) \rho_1$$

$$\theta_2 = (1 - e^{-\beta\tau}) \rho_2$$

$$\mu_k = (1 - e^{-\beta\tau}) b_k$$

$$\zeta_i = (1 - e^{-\beta\tau}) c_i$$

$$\eta_i = g(t_2 - e^{-\beta\tau} t_1)$$

e o termo v_{it} é o erro da regressão, com média 0 e variância constante.

Como o presente trabalho é desenvolvido com dados agrupados, as variáveis explicativas correspondem a médias por ano, região e coorte. A presença do vetor composto pelos efeitos fixos de coorte e região ($f_{ik(t)}$) torna o estimador de MQO viesado, em função da correlação entre esse estimador e o vetor de variáveis explicativas ($X_{ik(t)}$), ou seja, $E[f_{ik(t)} / X_{ik(t)}] \neq 0$. A solução desse problema passa pela utilização de instrumentos. Uma vez que as variáveis explicativas são funções do tempo – enquanto o vetor composto pelos efeitos fixos de região e coorte não o são –, o melhor instrumento para $X_{ik(t)}$ é o próprio tempo. De fato, como demonstra Moffit (1993), ao se trabalhar com dados agrupados em vez das variáveis originais, impõe-se na verdade um instrumento ao modelo. Assim, o estimador de efeito fixo pode ser interpretado como um estimador de variável instrumental

perfeitamente identificado. Nesse caso, as condições para identificação do modelo podem ser resumidas do seguinte modo:

a) As variáveis explicativas devem variar no tempo.

$$b) \text{plim} \left[\frac{1}{N} \sum_{ik(t)t} \hat{X}_t f_{i(t)} \right] = 0; \text{ com } \hat{X} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_{i(t)t}$$

3.2 Características do estimador de efeito fixo

Os dados utilizados no trabalho caracterizam-se por serem uma agregação de microdados. A Pnad fornece informações da renda do trabalho total dos indivíduos, tendo-se calculado uma média ponderada dessas rendas individuais para cada uma das coortes, em cada RM. Quando o número de observações por unidade de agregação tende a infinito, existem algumas vantagens em se trabalhar com dados dessa natureza: primeiro, resolve-se o problema de erros de medida associado com a amostra; segundo, resolve-se o problema de efeito fixo associado com os dados individuais; terceiro, é possível trabalhar com a média dos *logs*, medida mais precisa do que o *log* das médias (ANGRIST, 1999; DEATON, 1985; MOFFITT, 1993).

Na presença de correlação entre a variável explicativa e o efeito fixo, $E[y_{i(t)t-1} / f_i] \neq 0$, e valendo a hipótese de exogeneidade forte, $E[v_{i,s} / X_{i(t)s}] = 0$, o estimador de efeito fixo é considerado o mais eficiente na classe dos estimadores não-viesados. A regressão em dados de painel descrita por (10) é caracterizada por duas fontes de persistência no tempo: a autocorrelação, em virtude da presença da variável dependente defasada; e o comportamento individual, caracterizando a heterocedasticidade entre os indivíduos. A existência de heterocedasticidade torna o estimador inconsistente, porém não-viesado. A resolução desse problema consiste em corrigir a matriz de variância e covariância pelo método de White (1980) antes da realização dos testes de hipóteses, procedimento este empregado nos modelos estimados a seguir. Assim, os coeficientes estimados são robustos à heterocedasticidade.

Quando a variável dependente defasada aparece como variável explicativa, a hipótese de exogeneidade forte é violada e o estimador de efeito fixo torna-se inconsistente. Propriedades assintóticas demonstradas em Nickell (1981) garantem que quando o tempo tende a infinito o viés tende a 0. No presente artigo trabalha-se apenas com 23 anos, de modo que o pequeno número de anos tornaria o estimador viesado e inconsistente. Islam (1995), todavia, sugere que o viés do estimador de efeito fixo pode ser desprezível para os modelos de crescimento econômico, nos quais há sempre um número maior de países em relação ao número de anos.

Os estudos empíricos baseados na abordagem de *cross-section* para o cálculo da velocidade de convergência estimam regressões da taxa de crescimento da renda no período contra a renda do período inicial. A passagem de uma estrutura de

simples *cross-section* para uma estrutura de dados em painel consiste em dividir a amostra em intervalos de tempo. Optou-se por trabalhar com intervalos de quatro anos; dessa forma, o primeiro período vai de 1981 a 1984, o segundo de 1982 a 1985, o terceiro de 1983 a 1986 e assim sucessivamente.

3.3 Cálculo da velocidade de convergência e análise dos resultados

A tabela 3 descreve os resultados estimados a partir da expressão (9). Nas colunas (1) e (4) estão os coeficientes para velocidade de convergência estimados da forma tradicional, empregando MQO, para dados em *cross-section*. As taxas de crescimento foram, neste caso, calculadas para todo o período, ou seja, entre os anos de 1981 e 2003, tanto para o salário-hora real, como para o salário-hora real deflacionado pelo ICVR.

TABELA 3

Convergência – variável dependente: crescimento do salário

	Sem considerar ICVR			Considerando ICVR		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	0,477 (4,95)**	0,371 (18,21)**	24,529 (2,75)**	0,618 (7,44)**	0,437 (16,92)**	23,347 (1,76)
Salário inicial	0,009 (0,07)	-0,030 (1,58)	-0,170 (4,93)**	-0,212 (1,69)	-0,136 (4,06)**	-0,369 (7,45)**
Anos de estudo			0,296 (2,89)**			0,288 (2,13)**
Anos de estudo ^ 2			-0,017 (2,62)**			-0,014 (1,57)
Proporção de homens			1,829 (4,63)**			2,569 (4,30)**
Idade			-2,023 (2,91)**			-1,931 (1,88)
Idade ^ 2			0,050 (2,81)**			0,047 (1,81)
Idade ^ 3			-0,000 (2,69)**			-0,000 (1,72)
<i>Dummies</i> de tempo	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Número de observações	9	180	180	9	180	180
R^2	0,0004	0,86	0,90	0,18	0,73	0,79

Nota: Estatística-t robusta entre parênteses.

** Significativo a 5%.

Nas colunas (2), (3), (5) e (6) estão os coeficientes provenientes da estimação por efeito fixo. O painel foi construído para dados agregados por RM e períodos encadeados de quatro anos. Os dados agrupados dessa forma permitem que os erros sejam escalonados entre os períodos, diminuindo os problemas de erro de medida e tornando os dados menos sensíveis aos efeitos dos ciclos econômicos. Essa transformação nos dados reduz a variância e torna o teste *t* mais potente, o que explica o coeficiente tornar-se significativo (ISLAM, 1995; TEMPLE, 1999; AZZONI *et al.*, 2001). Nessa formação é possível identificar o papel do efeito fixo entre as RMs na determinação da velocidade de convergência.

Comparando-se as colunas (1) e (4), assim como (2) e (5), percebe-se que a velocidade de convergência aumenta quando se trabalha com os dados reais regionalizados. No caso da análise tradicional, encontra-se divergência do salário-hora real na coluna (1). Quando os dados são deflacionados pelo ICVR – coluna (4) –, o coeficiente da velocidade de convergência, embora ainda não-significativo, passa a ser negativo, indicando convergência. A diferença fica mais acentuada quando se comparam os resultados das colunas (2) e (5). No primeiro caso, o coeficiente que indica a velocidade de convergência é de 0,03, passando a -0,136 com dados ajustados pelo custo de vida regional e tornando-se significativo. A comparação dessas quatro colunas, duas a duas, indica o diferencial de custo de vida entre as regiões como uma entre as razões para a dispersão dos salários no país, e a consideração desse fator faz com que se encontre convergência salarial entre as RMs brasileiras.

Para isolar o efeito do capital humano na determinação da velocidade de convergência, acrescentaram-se variáveis que captam características da oferta de trabalho em cada região: idade, idade ao quadrado, idade ao cubo, anos de estudo, anos de estudo ao quadrado e a proporção de homens como chefes de família em cada região. A comparação das colunas (5) e (6) mostra mais uma vez uma elevação do coeficiente da variável de convergência, que cresce de -0,136 na coluna (5), para -0,369 na coluna (6). Esse resultado vai ao encontro das teorias de capital humano, segundo as quais a principal causa do diferencial de salário nominal entre as regiões é o diferencial na oferta de trabalho entre elas. As variáveis anos de estudo e gênero são significativas e apresentam o sinal esperado. Entretanto, os coeficientes das variáveis idade, idade ao quadrado e idade ao cubo, *proxy* de experiência não são diferentes de 0 a 5%. Ao contrário do que aqui encontrado, anos de estudo é uma variável recorrentemente não-significativa nos estudos de convergência quando se trabalha com dados agregados. Krueger e Lindahl (2001) argumentam que a baixa significância dos anos de estudo nos modelos de crescimento econômico deve-se a um problema de erro de medida. Segundo os autores, os erros de medida no cálculo dos anos médios de estudo médio estão fortemente correlacionados com o tempo, o que atenua o impacto da variação dos anos de

estudo sobre a taxa de crescimento do PIB, problema que desaparece quando se trabalha com microdados.

Na análise acima não foi possível identificar o papel das características da oferta de trabalho dentro de cada região na estimação da velocidade de convergência. Para fazer esse controle, o trabalho é desenvolvido com base nos microdados agregados por regiões metropolitanas e coortes, para cada ano, seguindo Azzoni *et al.* (2001) e Azzoni, Menezes-Filho e Menezes (2005). A hipótese subjacente é que cada geração se depara com diferentes condições socioeconômicas e culturais, que determinam a dotação de capital humano absorvido pelos seus integrantes, independentemente da região onde ela reside. Os resultados da estimação da equação (10) para essa nova forma de agregação dos dados encontram-se na tabela 4. Nas colunas (1) e (4) a análise de convergência é feita da forma tradicional, com a taxa de crescimento calculada pela diferença entre os logaritmos do salário nos períodos inicial e final. Nas colunas (2), (3), (5), (6), (7) e (8) a convergência é calculada para períodos encadeados de quatro em quatro anos.

TABELA 4
Regressões a partir dos microdados

	Sem considerar ICVR			Considerando ICVR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	1,332 (35,00)**	0,492 (17,47)**	0,356 (11,54)**	1,243 (34,82)**	0,547 (18,91)**	0,508 (14,81)**	-0,996 (8,16)**	0,086 (0,63)
Salário inicial	-0,461 (18,23)**	-0,276 (23,16)**	-0,237 (18,56)**	-0,587 (19,83)**	-0,318 (25,42)**	-0,327 (21,31)**	-0,404 (21,77)**	-0,672 (29,98)**
Anos de estudo							0,404 (13,51)**	0,322 (10,82)**
Anos de estudo ²							-0,023 (11,61)**	-0,012 (6,56)**
Proporção de homens							0,325 (2,35)**	-0,501 (3,39)**
<i>Dummies</i> de coorte	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> de tempo	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> de região	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
Número de observações	603	1.683	1.683	603	1.683	1.683	1.683	1.683
R^2	0,77	0,33	0,71	0,79	0,35	0,69	0,73	0,80

Nota: Valor absoluto da estatística-t entre parênteses.

** Significativo a 5%.

A comparação das regressões com salário real e salário real deflacionado pode ser feita pela análise das colunas (2) e (5) e (3) e (7). Os coeficientes da velocidade de convergência para as colunas (2) e (3) são todos menores do que seus equivalentes nas três colunas seguintes. Esse resultado reforça a conclusão inicial de que parte da dispersão salarial no Brasil é explicada pelos diferenciais de custo de vida entre as regiões.

Em todas as colunas da tabela 4 foram incluídas *dummies* de coorte, com o objetivo de controlar o efeito geração inerente à composição dos dados. Ou seja, em geral a população jovem apresenta taxas de crescimento de renda superior, pois a base de sua renda é mais baixa. No outro extremo, pessoas mais velhas estão próximas do topo de sua remuneração, apresentando menores taxas de crescimento. Esse comportamento é típico do ciclo de vida e por si só pode induzir à convergência de renda.³

Nas colunas (7) e (8) são introduzidas variáveis relacionadas ao capital humano (educação e gênero), acentuando-se a convergência: o coeficiente da renda inicial aumenta de -0,327 na coluna (6) para -0,404 na coluna (7). Assim, verifica-se que o capital humano é um importante fator na dinâmica da desigualdade de renda entre pessoas, independentemente de onde estejam. Basicamente, dotando-se todas as pessoas da mesma provisão de capital humano, o coeficiente da renda inicial se eleva de forma considerável. Na coluna (8) controla-se pelas diferenças regionais, através de *dummies* para cada RM. Pode-se dizer que tais variáveis captam, entre outros, aspectos ligados à demanda por trabalho, como relação capital/produto, composição setorial, produtividade dos fatores etc. A sua inclusão faz com que o coeficiente da renda inicial eleve-se em 66%, indo de -0,404 (coluna 7) para -0,672 (coluna 8). Esta última coluna considera simultaneamente as características dos trabalhadores e as *dummies* regionais e sugere que de fato as características da oferta de trabalho não são suficientes para garantir convergência de renda entre as RMs brasileiras.

Os resultados apresentados nas tabelas 3 e 4 são indicativos de que o diferencial de custo de vida é importante para explicar o diferencial de salário entre as RMs e sua evolução ao longo do tempo. Porém, individualmente, esse fator não é capaz de explicar tamanha desigualdade de salários. Ademais, há claras evidências de que o diferencial de capital humano é um dos fatores determinantes das desigualdades regionais. A análise exposta, entretanto, não revela como ficaria o diferencial de salários entre as regiões após o controle pelas características da oferta de trabalho. De fato, a elevação significativa do coeficiente da renda inicial com a inclusão das *dummies* regionais é indicativa de que pode haver uma situação de clubes de convergência, ou mesmo de armadilha de pobreza. A idéia é que, mesmo após o controle pelos diferenciais de capital humano, pode ainda restar importante variância salarial.

3. Esta discussão está detalhada em Azzoni, Menezes-Filho e Menezes (2005).

4 O PAPEL DOS DIFERENCIAIS REGIONAIS NA OFERTA DE TRABALHO

Nesta seção analisa-se a influência da oferta de trabalho (características dos trabalhadores) sobre a desigualdade nos níveis de renda do trabalho. Para tanto, construiu-se um índice de salário real entre as RMs e por coortes, seguindo-se a técnica de Country Product Dummy (CPD), desenvolvida por Summers (1973) e Kravis, Heston e Summers (1982) para construção de Paridade de Poder de Compra (PPP) entre países. Esse tipo de índice foi anteriormente empregado para situação semelhante por Pierce, Ruses e Zieschang (1996); já Azzoni e Servo (2002) compararam os salários reais entre as RMs brasileiras.

O diferencial de salário entre as RMs foi estimado com base na equação (11).

$$\ln w_{ck} = X_{ck}\phi_c + \omega_2 R_2 + \omega_3 R_3 + \dots + \omega_{10} R_{10} + \eta_2 C_2 + \eta_3 C_3 + \dots + \eta_{10} C_{10} + \varepsilon_{ck} \quad (11)$$

Em que $\ln w_{ck}$ corresponde ao log natural do salário-hora real da coorte c na RM k ($c = 1, \dots, 10$ e $k = 1, \dots, 10$); X_{ck} é o vetor de características individuais, no caso, anos de estudo, experiência e gênero. As *dummies* R variam por RM, recebendo valor 1 se o salário é observado na região e 0 nas demais. As *dummies* C variam por coorte, recebendo valor 1 se o salário é observado na coorte e 0 nas demais. Para evitar multicolinearidade, as *dummies* da RM de Porto Alegre e da primeira coorte não foram incluídas na regressão.

O modelo foi estimado por MQO para anos específicos ao longo do período 1981-2003, procurando-se, quando possível, dar um intervalo de quatro anos entre eles (1981, 1985, 1989, 1992, 1995, 2000 e 2003). Os resultados são apresentados na tabela 5. O exponencial dos coeficientes das *dummies* de RM indica a diferença entre o nível de salário em cada região e na RM de Porto Alegre (utilizada como base). Por sua vez, os coeficientes das *dummies* de coorte indicam a diferença entre o salário-hora entre cada coorte e a primeira coorte (pessoas mais velhas).

Em todos os casos, o coeficiente da variável ano de estudos é positivo e significativo, enquanto o da variável gênero não é significativo. Tanto os coeficientes das *dummies* regionais quanto os das coortes são na maioria negativos e significativos. Esse resultado indica que o salário-hora de Porto Alegre é um dos maiores do Brasil. Da mesma forma, a coorte 1 é a que em média apresenta maior remuneração. O exponencial do coeficiente das *dummies* de RM corresponde ao índice de salário real entre elas, controlando-se pelo diferencial de capital humano entre regiões.

Os gráficos a seguir apresentam esses índices salariais. A análise dos coeficientes das coortes indica que em todos os anos se observa o padrão típico do ciclo de vida em relação à renda. Quanto aos coeficientes das *dummies* de regiões, observa-se

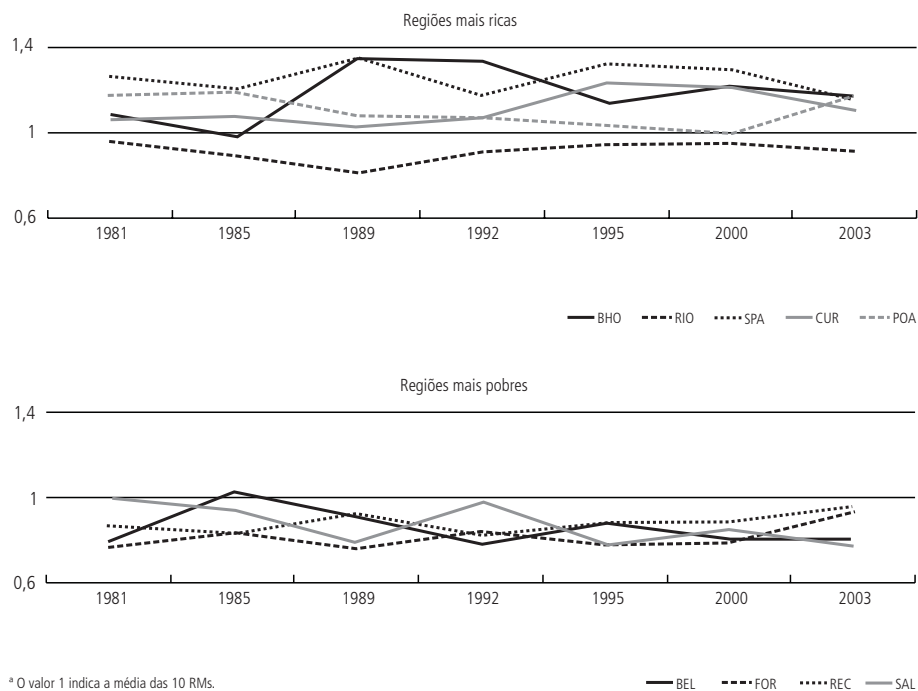
TABELA 5
Diferenciais de salários entre regiões metropolitanas

	1981	1985	1989	1992	1985	2000	2003
BEL	-0,389 (13,66)**	-0,146 (3,41)**	-0,169 (3,96)**	-0,311 (10,46)**	-0,166 (4,47)**	-0,213 (4,56)**	-0,370 (6,52)**
FOR	-0,415 (10,09)**	-0,352 (8,32)**	-0,346 (7,74)**	-0,247 (5,20)**	-0,283 (7,46)**	-0,239 (6,41)**	-0,223 (3,30)**
REC	-0,294 (7,69)**	-0,352 (7,66)**	-0,154 (3,28)**	-0,258 (9,28)**	-0,159 (4,21)**	-0,121 (3,39)**	-0,199 (3,07)**
SAL	-0,159 (5,22)**	-0,230 (5,63)**	-0,317 (9,27)**	-0,089 (3,81)**	-0,287 (7,31)**	-0,165 (4,29)**	-0,413 (4,58)**
BHO	-0,077 (2,14)**	-0,189 (3,92)**	0,219 (8,32)**	0,221 (6,94)**	0,100 (3,03)**	0,200 (4,65)**	0,003 (0,04)
RIO	-0,201 (7,13)**	-0,289 (7,11)**	-0,286 (10,10)**	-0,161 (5,40)**	-0,092 (3,63)**	-0,054 (1,37)	-0,246 (5,72)**
SPA	0,071 (2,40)**	0,013 (0,30)	0,221 (6,18)**	0,091 (3,32)**	0,247 (8,74)**	0,256 (5,90)**	-0,013 (0,18)
CUR	-0,105 (3,21)**	-0,101 (2,43)**	-0,055 (1,21)	-0,003 (0,08)	0,174 (4,28)**	0,187 (4,65)**	-0,054 (0,95)
Coorte 2	-0,061 (2,43)**	-0,051 (1,34)	-0,077 (1,23)	-0,188 (3,87)**	-0,183 (3,36)**	-0,280 (4,35)**	-0,067 (0,48)
Coorte 3	-0,119 (3,99)**	-0,088 (2,38)**	-0,075 (1,35)	-0,265 (6,17)**	-0,403 (6,91)**	-0,621 (10,50)**	-0,418 (2,68)**
Coorte 4	-0,172 (4,52)**	-0,167 (4,17)**	-0,164 (2,82)**	-0,349 (6,77)**	-0,514 (7,72)**	-0,836 (14,94)**	-0,733 (4,39)**
Coorte 5	-0,250 (4,64)**	-0,251 (5,18)**	-0,239 (2,99)**	-0,400 (6,40)**	-0,561 (7,97)**	-0,963 (14,98)**	-0,892 (4,77)**
Coorte 6	-0,379 (5,43)**	-0,367 (6,51)**	-0,350 (4,00)**	-0,470 (6,72)**	-0,679 (8,17)**	-1,108 (15,10)**	-1,112 (5,24)**
Coorte 7	-0,651 (8,33)**	-0,568 (9,20)**	-0,553 (5,30)**	-0,595 (6,55)**	-0,829 (9,02)**	-1,244 (14,82)**	-1,215 (5,23)**
Coorte 8	-1,083 (20,49)**	-0,906 (14,39)**	-0,772 (6,93)**	-0,754 (7,61)**	-0,981 (10,26)**	-1,372 (14,38)**	-1,314 (5,28)**
Coorte 9	-1,402 (39,21)**	-1,323 (28,56)**	-1,042 (10,71)**	-0,946 (10,19)**	-1,137 (11,05)**	-1,479 (15,43)**	-1,420 (5,63)**
Coorte 10	n.d.	-1,572 (26,67)**	-1,322 (22,66)**	-1,234 (16,81)**	-1,378 (13,75)**	-1,639 (15,64)**	-1,558 (5,59)**
Anos de estudo	0,240 (5,19)**	0,273 (5,41)**	0,204 (3,16)**	0,217 (5,13)**	0,327 (8,00)**	0,458 (6,27)**	0,530 (4,51)**
Anos de estudo ^ 2	-0,011 (2,21)**	-0,011 (2,51)**	-0,004 (0,64)	-0,005 (1,42)	-0,011 (3,34)**	-0,016 (3,30)**	-0,020 (2,58)**
% de homens	0,293 (1,44)	0,007 (0,03)	0,177 (0,49)	0,443 (1,66)	0,224 (0,67)	-0,523 (0,89)	-1,128 (1,15)
Número de observações	81	90	90	90	90	90	90
R ²	1,00	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	0,99

Nota: Estatística-t robusta entre parênteses.

** Significativo a 5%.

n.d. = não-disponível.

Diferenciais de salários considerando características dos trabalhadores^a

^a O valor 1 indica a média das 10 RMs.

que a maioria das RMs do Sul e Sudeste (com exceção do Rio de Janeiro) exhibe média salarial em torno de 30% superior à das cidades do Norte e Nordeste, mesmo após controlar pelas características da oferta de trabalho. Esse é um resultado importante, que indica haver características do lado da demanda por trabalho que empurram os salários do Norte e Nordeste para baixo, características essas independentes de fatores ligados à oferta de trabalho. A persistência desse diferencial ao longo dos anos pode ser também explicada pelo custo da migração. Usando regressão quantílica, Silveira Neto e Campelo (2003) sugerem que o custo da migração é uma das razões para a não-equalização salarial entre as regiões. Os resultados de Timmins e Menezes (2004) indicam que a pobreza do Norte, Nordeste e Centro-Oeste seria reduzida em torno de 15% se não houvesse custo de migrar.

O caso do Rio de Janeiro é ilustrativo, pois se trata de uma região com os maiores níveis educacionais do país, o que qualificaria seus trabalhadores para altas remunerações, comparativamente. Todavia, para níveis tão altos de qualificação, os salários observados são comparativamente baixos, o que sugere que a demanda por trabalho na região, derivada das especificidades do seu aparelho produtivo, é incapaz de prover a remuneração esperada para essa população qualificada. Visto por outro ângulo, pode-se dizer que a população carioca é sobrequalificada para o

tipo de atividade que desenvolve, a julgar pela remuneração recebida. Além disto, as amenidades associadas à vida no Rio de Janeiro tornam a cidade receptora de mão-de-obra qualificada, o que reduz o salário real local.

A análise temporal dos coeficientes, facilitada pelo gráfico, indica que a posição relativa dos grupos de RMs não se altera ao longo dos 23 anos analisados. Isso quer dizer que, mesmo levando-se em conta o processo de convergência observado na seção anterior, a evolução da demanda por trabalho nas regiões tem impedido a materialização de convergência em ritmo mais forte. Assim, as eventuais debilidades nos sistemas produtivos dessas regiões, que fazem com que os níveis salariais para pessoas com iguais características sejam menores, permanecem inalteradas, comparativamente, ao longo do período. Paralelamente, as virtudes dos sistemas produtivos nas regiões mais ricas têm contribuído para a manutenção de níveis superiores de salários, acima e além de seus elevados níveis de custo de vida.

5 CONCLUSÕES

Neste trabalho foi avaliada a dinâmica da desigualdade regional da renda do trabalho no Brasil nas décadas recentes. O primeiro aspecto considerado foi a diferenciação entre renda real e renda real regionalizada, ou seja, após descontar pelo ICVR. Os resultados indicam que a velocidade estimada de convergência é maior quando computada com os dados reais regionalizados, indicando que, sendo as cidades mais ricas também as mais caras, para que haja uma medida precisa do diferencial do poder de compra do salário, faz-se necessário deflacionar o salário não apenas pelo índice de preços, mas também pelo ICVR.

O segundo aspecto tratado foi a estimação do modelo de convergência, utilizando não apenas dados agregados, como é comum nessa literatura, mas também empregando microdados, com o objetivo de captar o papel das características individuais no processo de convergência. O presente trabalho analisa o papel da educação e da experiência, após o deflacionamento pelo ICVR. O resultado interessante a que se chega é que, mesmo após controlar pelas variáveis relativas ao capital humano, o coeficiente da velocidade de convergência mais do que dobra com a inclusão das *dummies* regionais. Tais resultados sugerem que os diferenciais de salários entre regiões, embora fortemente determinados por fatores relativos ao capital humano, são também influenciados por questões regionais, como por exemplo, altos custos de transporte e dificuldade de absorção de mão-de-obra nos centros mais dinâmicos das regiões mais pobres, que perpetuam a diferenciação salarial entre os estados, como evidenciado em Silveira-Neto e Campelo (2003) e em Timmins e Menezes (2004).

ABSTRACT

The wage inequality among people of different regions can be explained by three factors. From the point of view of labor supply, higher wage levels in a region can reflect higher educational levels of its inhabitants, leading to better conditions for participating in the labor market. From the labor demand point of view, wage inequality might reflect differences in productive structure, institutions, and access to technology. Differences in cost of living and amenities are the third possible explanation. This paper considers these three factors in analyzing the dynamics of regional wage inequality among Brazilian metropolitan regions. We use panel data from the Brazilian household survey (Pnad) aggregated in cohorts for nine metropolitan regions to estimate a model of convergence controlling for fixed-effects. The results indicate that cost of living differences, although relevant, are not capable of individually explaining differences in the changes in regional wage inequality. Labor demand (regional characteristics) and labor supply (human capital) aspects have important roles in determining the dynamics of regional wage inequality in Brazil.

REFERÊNCIAS

- ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. Empirical strategies in labor economics. In: ASHENFELTER, O.; CARDS, D. (Eds.). *Handbook of labor economics*. Amsterdam: North Holland, 1999.
- ARBACHE, J.; NERI, M. Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, p. 159-84, Rio de Janeiro, 2004.
- ARBACHE, J. S. Wage differentials in Brazil: theory and evidence. *Journal of Development Studies*, n. 38, p. 109-30, 2001.
- ATTANASIO, O.; BROWNING, M. Consumption over the life cycle and the business cycle. *American Economic Review*, n. 85, p. 1.118-36, 1995.
- _____; WEBER, G. Consumption growth, the interest rate and aggregation. *Review of Economic Studies*, n. 60, p. 631-49, July 1993.
- AZZONI, C.; SERVO, L. Education, cost of living and regional labor income inequality in Brazil. *Papers in Regional Science*, v. 81, n. 2, p. 157-75, 2002.
- _____; MENEZES-FILHO, N. A.; MENEZES, T. A.; SILVEIRA-NETO, R. M. *Geography and regional income inequality in Brazil*. Inter-American Development Bank, Research Department, 2000 (Research Network Working Paper, R-395).
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequalities in Brazil. *Annals of Regional Science*, v. 35, n. 1, 2001.
- _____; MENEZES, T. A.; CARMO, H. Comparações de paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro: Ipea, v. 33, n. 1, abr. 2003.
- _____; MENEZES-FILHO, N.; MENEZES, T. Opening the convergence black box: measurement problems and demographic aspects. In: KANBUR, R.; VENABLES, A. (Orgs.). *Spatial inequality and development*. 1st ed. Oxford, UK: Oxford University Press, 2005. p. 61-74.
- _____; SILVEIRA-NETO, R. da M. Decomposing regional growth: labor force participation rates, structural changes, and sectoral factor reallocation. *Annals of Regional Science*, Heidelberg, Alemanha, v. 39, p. 1-19, 2005.

- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic grow*. New York: McGraw-Hill, 1995.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. *Uma avaliação da qualidade do emprego no Brasil*. Ipea, 1995 (Texto para discussão, n. 381).
- BROWNING, M.; DEATON, A.; IRISH, M. A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life cycle. *Econometrica*, v. 53, n. 3, p. 503-44, 1985.
- DEATON, A. Panel data: from time series of cross-section. *Journal of Econometrics*, v. 30, p. 109-26, 1985.
- DINIZ, C.; FERREIRA, A. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 4, out./dez. 1995.
- FERREIRA, H. B.; AFONSO, A. Distribuição interestadual de renda no Brasil, 1950-1985. *Revista Brasileira de Economia*, v. 50, n. 4, p. 469-85, out./dez. 1995.
- FERREIRA, P.; ELLERY JR., R. Convergência entre renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 88-103, 1996.
- ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, p. 1.128-70, Nov. 1995.
- JALAN, J.; RAVALLION, M. Geographic poverty traps? A micro model of consumption growth in rural China. *Journal of Applied Econometrics*, v. 17, n. 4, p. 329-46, 2002.
- JONES, C. Time series test of growth models. *The Quarterly Journal of Economics*, n. 110, p. 495-525, 1995.
- KRAVIS B.; HESTON, A.; SUMMERS, R. *World product and income: international comparisons of real gross product*. Washington: The World Bank, 1982.
- KRUEGER, A.; LINDHAL, M. Education for growth: why and for whom. *Journal of Economic Literature*, v. 39, n. 4, p. 1.101-36, 2001.
- MAIER, G.; WEISS, P. The importance of regional factors in the determination of earnings: the case of Austria. *International Regional Science Review*, v. 10, n. 3, p. 211-20, 1986.
- MANKIW, G.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, p. 407-37, May 1992.
- MOFFITT, R. Identification and estimation of dynamic models with time series of repeated cross-sections. *Journal of Econometrics*, v. 59, p. 99-123, 1993.
- MYRDAL, G. *Economic theory and under-developed regions*. London: Methuen, 1963.
- NICKELL, S. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, v. 49, n. 6, p. 1.417-26, 1981.
- PESSOA, S. Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 29. *Anais...* 2001.
- PIERCE, B.; RUSES, J.; ZIESCHANG, K. *Constructing interarea compensation cost indexes with data from multiple surveys*. Bureau of Labor Statistics, 1996 (Working Paper, n. 297).
- RAVALLION, M.; WODON, Q. *Poor areas or just poor people?* Washington, D.C.: World Bank, 1998 (Policy Research Working Paper, n. 1.798).

REIS, J. G. A.; BARROS, R. P. Wage inequality and the distribution of education – a study of the evolution of regional differences in inequality in Metropolitan Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 36, n. 1, p. 117-143, July 1991.

SCHWARTSMAN, A. *Convergence across Brazilian states*. São Paulo, IPE/USP, 1996 (Discussion Paper, n. 02/96).

SILVEIRA-NETO, R.; CAMPELO, K. O perfil das disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressões quantílicas para os anos de 1992 e 2001. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 31., 9 a 12 de dezembro de 2003, Porto Seguro, BA. *Anais...* 2003.

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Development Economics*. v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

SUMMERS, R. International comparisons with incomplete data. *Review of Income and Wealth*, v. 19, n. 1, p. 1-16, Mar. 1973.

TEMPLE, J. The new growth evidence. *Journal of Economic Literature*, v. 27, p. 112-156, Mar. 1999.

TIMMINS, C.; MENEZES, T. *Understanding the role of mobility costs in Brazil's spatial income inequality*. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA. 26., 10 a 12 de dezembro de 2004, João Pessoa, PA. *Anais...* 2004.

TOPEL, R. Regional labor markets and the determinants of wage inequality. *American Economic Review*, v. 84, n. 2, p. 17-22, 1994.

TREJO, S. J. Why do Mexican Americans earn low wages? *Journal of Political Economy*, v. 105, n. 6, p. 1.235-1.268, Dec. 1997.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v. 48, p. 817-838, 1980.

ZINI JR., A.; SACHS, J. Regional income convergence in Brazil and its socioeconomic determinants. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, abr./jun. 1998.

(Originais recebidos em março de 2006. Revistos em outubro de 2006.)