



**EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE
DE SALÁRIOS ENTRE REGIÕES
METROPOLITANAS BRASILEIRAS:
CUSTO DE VIDA E ASPECTOS DE
DEMANDA E OFERTA DE
TRABALHO**

Tatiane A. Menezes

Carlos R. Azzoni

TD Nereus 05-2005

São Paulo
2005

Evolução da desigualdade de salários entre regiões metropolitanas brasileiras: custo de vida e aspectos de demanda e oferta de trabalho*

Tatiane A. Menezes¹

Carlos R. Azzoni²

Resumo

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 por seus habitantes terem maior instrução e, por conseguinte, melhor inserção no mercado de trabalho. Pelo lado da demanda de trabalho, 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 brasileiras. 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.

Introdução

Os indicadores de desigualdade regional no Brasil são impressionantes. Pelos dados do censo 2000, o salário *per capita* dos moradores da região Sudeste eram 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, 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 salários mínimos, 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 deste fenômeno.

* Os autores agradecem o apoio do CNPq e da Fipe – Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. Durante o desenvolvimento do trabalho, Tatiane Menezes era Pesquisadora da Fipe e Professora do Departamento de Economia da USP.

¹ UFPE, Pesquisadora CNPq, Bolsa Produtividade, NEREUS, (tatianedemenezes@decon.ufpe.br)

O problema dos diferenciais de salário no Brasil é uma questão amplamente discutida entre os economistas (Arbache e Néri, 2004; Arbache, 2001; Reis e Barros, 1991; e Barros e Mendonça, 1995). Entretanto, o problema regional é pouco explorado nessa literatura, toda a ênfase sendo concentrada na teoria do capital humano. Por esta corrente, uma política educacional resolveria os problemas regionais (Trejo, 1997; Pessoa, 2001). A literatura econômica, entretanto, apresenta ainda duas outras possíveis fontes para explicar a grande variação salarial observada entre regiões (Maier e Weiss, 1986; Azzoni e 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 e 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.) existente 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 et al. (2005) para analisar a dinâmica da desigualdade regional da renda do trabalho entre as regiões metropolitanas brasileiras. Tais áreas caracterizam-se por serem densamente povoadas e concentrar os principais bolsões de pobreza e de riqueza de cada Estado. Esta relativa homogeneidade as torna propícias para estudos desta natureza.

Este artigo está dividido em três partes, além desta introdução e das conclusões. Inicialmente, descrevem-se os dados utilizados e analisa-se o comportamento do salário-hora por trabalhador das regiões metropolitanas brasileiras. Na segunda seção é feita uma apresentação da metodologia utilizada para análise da convergência de renda, assim como do instrumental econométrico empregado, apresentando-se e discutindo-se os resultados. Na terceira seção analisa-se mais detidamente o papel da oferta de trabalho, identificando-se a desigualdade remanescente como atribuída a diferenciais na demanda por trabalho.

1. Descrição e análise dos dados

O estudo foi desenvolvido com base nos dados de salário provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra Domicílios (PNAD), realizada pelo IBGE. Trabalha-se com o logaritmo nepperiano do salário hora do trabalho principal nas nove regiões metropolitanas brasileiras (Belém, Fortaleza,

² Professor da Universidade de São Paulo – USP, Pesquisador CNPq, Bolsa Produtividade, NEREUS (cazzoni@usp.br)

Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre). Os valores nominais de salário-hora são inicialmente deflacionados pelo IPCA³, 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, Carmo e Menezes (2003), que constroem um índice que propicia uma medida mais consistente do poder de compra dos salários nas regiões metropolitanas brasileiras.

A utilização de micro-dados para análise de convergência foi parsamente empregada, com as exceções de Ravalion e Wodon (1998), Jalan e Ravalion (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). Procedeu-se aqui de forma semelhante a Azzoni et al. (2001) e agregam-se os micro-dados das PNAD em 10 coortes em cada uma das 10 regiões metropolitanas, 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 regiões metropolitanas x 23 anos). A Tabela 1 descreve a composição das coortes.

A Tabela 2 mostra o salário-hora nas 10 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, 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 região metropolitana de São Paulo apresenta renda 81% maior do que a de Fortaleza; quando a mesma análise é feita com dados reais regionalizados, esta 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 regiões metropolitanas do Sul e Sudeste têm em geral suas taxas de crescimento reduzidas, enquanto as regiões do Norte e Nordeste apresentam elevações. Entretanto, esse tipo de observação pontual não permite concluir sobre a existência ou não de convergência. Esse é o tema abordado na próxima seção.

³ Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA

2. Análise de convergência

2.1. Modelos de Crescimento na Forma de Dados em Paineis

A análise das diferenças nos níveis de renda iniciada por Myrdal (1963) dirigiu-se para a análise das diferenças em taxas de crescimento, com a resposta brilhante, pela simplicidade, de Solow (1956). Nos últimos anos, a maioria dos trabalhos visando calcular convergência de renda entre regiões tem como inspiração o instrumental desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1995), que tem origem na versão de Cass-Koopmans⁴ 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, a renda *per capita* dessas duas regiões deve igualar-se com o passar do tempo. Denomina-se este tipo de convergência de *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 acesso 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. Esta forma é denominada *convergência condicional*.

Apesar de bastante intuitivo, no que diz respeito à técnica de estimação o modelo de Solow apresenta questões metodológicas difíceis de serem solucionadas. Estas questões surgem da necessidade das regiões (ou países) estarem em seus estados estacionários, restrição muito forte para implementação do modelo empírico. Tenta-se contornar o problema estudando a correlação entre o nível da renda inicial e a subsequente taxa de crescimento. Em virtude da produtividade marginal decrescente do capital, regiões com baixo nível de estoque de capital possuem altas taxas de retorno para o mesmo e, por isto, devem crescer mais rápido do que as regiões ricas, nas quais o estoque de capital 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 também em termos de taxa de crescimento.

⁴ A versão de Cass e 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 modelo original, na qual a poupança é exógena.

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 desta metodologia basicamente consistem em rodar 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. Entretanto, 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 Attansio 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 ao invés 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 no modelo características dos indivíduos e das regiões e acrescentando que diferenças generacionais 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 regiões metropolitanas brasileiras.

Assim como os autores acima citados, parte-se de uma função de produção em que o progresso tecnológico é *labor-augmenting*

$$Y(t) = K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

onde Y é o produto, K o capital e L é o trabalho. Admite-se que L e A crescem a taxas n e g respectivamente, definidas exogenamente, de modo que

$$\begin{aligned} L(t) &= L(0)e^{nt} \\ A(t) &= A(0)e^{gt} \end{aligned}$$

Admite-se que s é a fração constante do produto que é poupada e investida. Definindo tanto produto como estoque de capital por unidade de trabalho eficiente respectivamente como

$\hat{y} = Y / AL$ e $\hat{k} = K / AL$, a equação dinâmica para \hat{k} é dada por

$$\begin{aligned} \dot{\hat{k}}(t) &= s\hat{y}(t) - (n + g + \delta)\hat{k}(t) \\ &= s\hat{k}(t)^\alpha - (n + g + \delta)\hat{k}(t) \end{aligned} \quad (2)$$

onde δ é a taxa de depreciação. Desta forma, tanto o capital como o produto por unidade de trabalho eficiente, \hat{k} e \hat{y} , convergem para seu valor de estado estacionário, isto é, o valor de estado estacionário do produto por unidade de trabalho eficiente, que é dado por

$$\hat{y}^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} \quad (3)$$

Após algumas operações, alcança-se a seguinte expressão

$$y^* \cong \ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (4)$$

É interessante observar o termo $[\ln A(0) + gt]$. Uma vez que a taxa de progresso tecnológico g é, por hipótese do modelo, a mesma para todos os países/regiões, e como numa regressão em *cross-section* o tempo, t , é sempre um número fixo, o produto gt é sempre uma constante. O mesmo, entretanto, não pode ser dito do $A(0)$. Mankiw Romer e Weil argumentam que o termo $A(0)$ reflete não apenas a tecnologia mas também as dotações de fatores de cada país/região, como clima, instituições e demais características específicas. Eles então postulam que

$$\ln A(0) = a + \xi$$

onde a é uma constante e e representa os choques aleatórios⁵. Substituindo na equação acima e incluindo gt na constante a , é possível encontrar a seguinte especificação:

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \xi \quad (5)$$

Sendo \hat{y}^* o nível de renda por trabalho efetivo de estado estacionário e $\hat{y}(t)$ seu valor no período t . Aproximando em torno do estado estacionário, chega-se ao caminho para convergência dado por:

$$\frac{d \ln \hat{y}(t)}{dt} = \beta [\ln(\hat{y}^*) - \ln \hat{y}(t)]$$

onde $\beta = (n + g + \delta)(1 - \alpha)$. Esta equação implica que

$$\ln \hat{y}(t_2) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln \hat{y}^* + e^{-\beta t} \ln \hat{y}(t_1) \quad (6)$$

em que $\hat{y}(t_1)$ é a renda por trabalho efetivo em algum ponto inicial do tempo e $\tau = (t_2 - t_1)$.

Substituindo $\hat{y}(t_1)$ em ambos os lados, obtém-se:

$$\ln \hat{y}(t_2) - \ln \hat{y}(t_1) = (1 - e^{-\beta\tau}) \ln \hat{y}^* - (1 - e^{-\beta t}) \ln \hat{y}(t_1) \quad (7)$$

Esta equação representa o processo de ajustamento parcial, que se torna mais aparente em:

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

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 (3), \hat{y}^* é determinado por s e n . Uma vez que estas variáveis são supostas constantes no intervalo de tempo

⁵ Por choques aleatórios entendem-se alterações nas condições políticas, econômicas e sociais de cada região que possam influenciar o termo $A(0)$.

compreendido entre t_1 e t_2 , o valor da renda no estado estacionário dado por (5), \hat{y}^* , é então substituído na equação (8) por essas variáveis

$$\ln \hat{y}(t_2) - \ln \hat{y}(t_1) = a + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln \hat{y}(t_1) + \xi \quad (9)$$

A principal hipótese de identificação do modelo consiste em admitir que as variáveis explicativas s e n não estão correlacionadas com o erro da regressão, dado por ξ na equação (4). A utilização de tal hipótese está bem difundida, não apenas para a estimação do modelo de Solow mas também em todos os outros modelos de crescimento. Ademais, dado que poupança e população crescem endogenamente, como no modelo de Solow, ao se admitir preferências isoelásticas garante-se que s e n são independentes de ξ . Dessa maneira, sob esta hipótese o modelo pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários.

Como discute Islam (1995, p. 1134), faz-se importante ressaltar que, embora a hipótese de isoelasticidade seja uma restrição adicional, em geral espera-se que o termo aleatório ξ , no qual estão contidos hábitos regionais, tecnologia e instituições, esteja relacionado com a taxa de crescimento da população e da poupança. Isto levaria a uma correlação entre as variáveis exógenas e o erro da regressão, tornando o modelo não identificado. Para solucionar o problema, Islam (1995) sugere a utilização da estrutura de dados em painel. Esta formulação permite que se explicitem as características individuais de cada região, aqui chamadas de efeitos fixos, como uma variável explicativa do modelo, resolvendo assim o problema de variável omitida que tornava o modelo não identificado. Teoricamente, em princípio, a equação da renda *per capita* passa a ser expressa por:

$$\hat{y}(t) = \frac{Y(t)}{A(t)L(t)} = \frac{Y(t)}{A(t)L(t)e^{gt}}$$

de modo que

$$\begin{aligned} \hat{y}(t) &= \ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) - \ln A(0) - gt \\ &= y(t) - A(0) - gt \end{aligned}$$

onde $y(t)$ é a renda *per capita*. Substituindo em (9), encontra-se a equação para o nível de renda inicial, que é dada por:

$$\begin{aligned} \ln y(t_2) - \ln y(t_1) = & (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) \\ & - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln y(t_1) + (1 - e^{-\beta\tau}) \ln A(0) + g(t_2 - e^{\beta\tau} t_1) \end{aligned} \quad (10)$$

Ainda seguindo Islam (1995), insere-se no modelo o capital humano e a equação (10) assume o seguinte formato:

$$\begin{aligned} \ln y(t_2) - \ln y(t_1) = & (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} [\ln(s) - \ln(n + g + \delta)] + (1 - e^{-\beta\tau}) \frac{\varphi}{1 - \varphi} \ln(h) \\ & - (1 - e^{-\beta\tau}) \ln y(t_1) + (1 - e^{-\beta\tau}) \ln A(0) + g(t_2 - e^{\beta\tau} t_1) \end{aligned} \quad (11)$$

Em que h é o nível de capital humano de estado estacionário e φ é o expoente da variável capital humano na função de produção.

O trabalho de Azzoni et al. (2001) incorporou ao modelo acima a influência das gerações e as características do indivíduo de cada região na explicação da velocidade de convergência. Postulou-se que $\ln A(0) = b_k + c_i$, onde, pela nomenclatura de dados de painel, o termo $(1 - e^{-\beta\tau}) b_k$ corresponde ao efeito fixo entre os estados e $(1 - e^{-\beta\tau}) c_i$ corresponde ao efeito fixo das gerações. Por fim, $g(t_2 - e^{\beta\tau} t_1)$ representa o efeito que é fixo no tempo e varia entre regiões. Esses novos termos aparecem explicitamente nesta nova formulação, deixando assim de fazer parte do erro da regressão. Assume-se também que as variáveis n , g e δ são constantes entre as regiões. Usando a notação convencional de dados em painel:

$$\Delta y_{ikt} = \lambda_0 + \lambda_1 y_{i,t-1} + \eta_t + \mu_k + \zeta_i + v_{ikt} \quad (12)$$

onde: $\Delta y_{it} = \ln y(t) - \ln y(0)$

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

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

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

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

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

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

e o termo v_{it} é o erro que varia entre regiões e entre períodos, tendo média zero e variância constante.

2.2. Características do Estimador de Efeito Fixo

Os dados utilizados no trabalho caracterizam-se por serem uma agregação de micro-dados. 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 região metropolitana. Quando o número de observações por unidade de agregação tende a infinito, existem algumas vantagens em se trabalhar com dados desta 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, que é uma medida mais precisa do que o log das médias (Angrist, 1999; Deaton, 1985 e Moffitt, 1993).

Na presença de correlação entre a variável explicativa e o efeito fixo, $E[y_{i,0} / \mu_i] \neq 0$, e, valendo a hipótese de exogeneidade forte, $E[v_{i,s} / y_{i,s}] = 0$, o estimador de efeito fixo é considerado o mais eficiente na classe dos estimadores não viesados. Entretanto, 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 zero.

Os estudos empíricos baseados na abordagem de *cross-section* para o cálculo da velocidade de convergência regridem a 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; assim, o primeiro período vai de 1981 a 1984, o segundo de 1982 a 1985, o terceiro de 1983 a 1986 e assim sucessivamente.

2.3. Cálculo da Velocidade de Convergência e Análise dos Resultados

A tabela 3 descreve os resultados estimados a partir da expressão (11). Nas colunas (1) e (4) estão os estimadores da velocidade de convergência estimados da forma tradicional, com dados em *cross-section* e com taxas de crescimento calculadas para todo o período para o salário hora real e real regionalizado, respectivamente. Nas colunas (2), (3), (5) e (6) apresentam-se os coeficientes provenientes da estimação em painel para 23 anos, com os dados agregados por região metropolitana e com as taxas de crescimento estimadas para períodos empilhados de quatro anos. Nesta formação é possível identificar o papel do efeito fixo entre as regiões metropolitanas 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.

Ao comparar as colunas (4) e (5), ambas com salário hora real regionalizado, percebe-se uma relativa redução no coeficiente da velocidade de convergência, que cai de -0.212 na coluna (4) para -0.136 na coluna (5), porém nesta última o coeficiente fica estatisticamente diferente de zero. A comparação dessas quatro colunas indica que o diferencial de custo de vida entre as regiões é uma das razões da dispersão dos salários no país e que a consideração desse fator faz com que se encontre convergência salarial entre as regiões metropolitanas brasileiras.

As regressões contidas na tabela (3) foram estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A diferença entre as colunas (1) e (4) e as demais é que nelas a taxa de crescimento é calculada entre os anos de 1981 e 2003, enquanto que nas regressões (2), (3) e (5) e (6) a convergência é analisada em períodos encadeados de quatro anos. Os dados agrupados desta 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. Esta transformação nos dados reduz a variância e torna o teste-t mais potente, o que explica o coeficiente se tornar significativo (Islam, 1995; Temple, 1999, Azzoni et al, 2001).

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). Este 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. A variável idade, proxy de experiência, é significativa e apresenta o sinal esperado. Entretanto, os coeficientes das variáveis educação e gênero não são diferentes de zero a 5%. A não significância da primeira é recorrente nos estudos de convergência quando se trabalha com dados agregados. Uma possível razão para este resultado é o fato da variável idade estar captando todo o efeito oriundo dos anos de estudo, dado que ambas estão correlacionadas⁶.

Nessa análise 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, estimou-se a equação (12) incluindo-se *dummies* de coorte, seguindo Azzoni et al (2005). A hipótese subjacente é que cada geração se depara com diferentes condições sócio-econômicas e culturais, que determinam a dotação de capital humano absorvido pelos seus integrantes, independente da região onde ela resida. Os resultados da estimação deste modelo encontram-se na Tabela 4. Nas colunas (1) e (4) a análise de convergência é feita da forma tradicional, com a taxa de crescimento sendo calculada pela subtração do logaritmo do salário do período inicial do final; nas colunas (2), (3), (5), (6), (7) e (8) a convergência é calculada para períodos encadeados de 4 anos. A comparação das regressões com salário real, colunas (2), (3), (4) com as regressões feitas com salário real deflacionado pelo ICVR, colunas (5), (6) e (7), permite verificar o efeito do diferencial de custo de vida sobre a convergência de salários. Os coeficientes da velocidade de convergência para as três primeiras colunas são todos menores do que seus equivalentes nas três colunas seguintes. Este 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 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

⁶ A análise com dados individuais costuma contornar esse problema (Azzoni et al, 2001)

de renda⁷. Para avaliar o efeito de se trabalhar com micro dados em relação aos dados agregados, comparam-se os resultados das colunas (5) da Tabela 3 com a coluna (5) da Tabela 4. Nota-se que o coeficiente da renda inicial aumenta de -0.136 para -0.318 , indicando que mesmo controlando pelo fato das pessoas estarem em diferentes fases do seu ciclo de vida, a convergência de renda é superior quando se trabalha com dados individuais.

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 , 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 essas 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 região metropolitana. 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 regiões metropolitanas brasileiras.

Os resultados apresentados nas tabelas 3 e 4 são indicativos que o diferencial de custo de vida é importante para explicar o diferencial de salário entre as regiões metropolitanas e sua evolução ao longo do tempo. Porém, individualmente, esse fator não é capaz de explicar tamanha desigualdade de renda. Ademais, há claras evidências de que o diferencial de capital humano é um dos fatores determinantes das desigualdades regionais. A análise acima, 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.

⁷ Esta discussão está detalhada em Azzoni, Menezes Filho e Menezes, 2005.

3. 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 regiões metropolitanas e por coortes, seguindo-se a técnica de Country Product *Dummy* (CPD), desenvolvida por Summers (1973) e por Kravis, Heston e Summer (1982) para construção de Paridade de Poder de Compra (PPP) entre países. Esse tipo de índice foi anteriormente empregado por Pierce, Ruser e Zieschang (1996); Azzoni e Servo (2002) dele fizeram uso para comparações de salários reais entre as regiões metropolitanas brasileiras. O diferencial de salário entre as regiões metropolitanas foi estimado com base em:

$$\ln w_{ck} = X_{ck}\phi_c + \omega_2 R_2 + \omega_3 R_3 + \dots + \omega_{10} R_{10} + \eta_2 C_2 + \eta_3 C_3 + \dots + \eta_{10} C_{10} + \varepsilon_{ck} \quad (13)$$

Em que $\ln w_{ck}$ corresponde ao log neperiano do salário hora real da coorte c na região metropolitana 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 região metropolitana, assumindo valor 1 se o salário é observado na região e zero nas demais. As *dummies* C variam por coorte, assumindo valor 1 se o salário é observado na coorte e zero nas demais. Para evitar multicolinearidade, as *dummies* da região metropolitana 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 4 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 região metropolitana indica a diferença entre o nível de salário em cada região e na região metropolitana 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 em sua maioria negativos e significantes. Este 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 região metropolitana corresponde ao índice de salário real entre elas, controlando-se pelo diferencial de capital humano entre regiões.

A Figura 1 apresenta esses índices salariais. A análise dos coeficientes das cortes 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 que a maioria das regiões metropolitanas do Sul e Sudeste (com exceção do Rio de Janeiro) exibe média salarial em torno de 30% superior ao das cidades do Norte e Nordeste, mesmo após controlar pelas características da oferta de trabalho. Esse é um resultado importante, que indica que deve haver características do lado da demanda por trabalho que empurram os salários do Norte e Nordeste para baixo, características estas independentes de fatores ligados à oferta de trabalho.

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 sobre qualificada para o tipo de atividade que desenvolve, a julgar pela remuneração recebida.

A análise temporal dos coeficientes, facilitada pela Figura 1, indica que a posição relativa dos grupos de regiões metropolitanas não se altera ao longo dos 23 anos analisados. Isso quer dizer que, mesmo levando 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.

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 Índice de Custo de Vida Regional. 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 e 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 nesta literatura, mas empregando micro-dados, 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 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 determinado 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).

Bibliografia

- Angrist, J. D. E Krueger, A. B. (1999) "Empirical strategies in Labor Economics" , in Ashenfelter, O. and Cards, D. (Ed), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, North Holland.
- Arbache, J. e Neri, M. (2004). "Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil", *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro 58(2):159-184.
- Arbache, J. S. (2001). Wage differentials in Brazil: Theory and evidence. *Journal of Development Studies*, 38:109-130
- Attanasio, O and M. Browning (1995) 'Consumption over the Life Cycle and the BusinessCycle', *American Economic Review* 85:1,118-36.
- Attanasio, O. e Weber, G. (1993) Consumption growth, the interest rate and aggregation, *Review of Economic Studies*, 60 July 1993, 631-649
- Azzoni, C. e Servo, L. (2002) Education, cost of living and regional labor income inequality in Brazil, *Papers in Regional Science*, v.81, n.2, 157-175.
- Azzoni, C. R. (2001) Economic Growth and Regional Income Inequalities in Brazil, *Annals of Regional Science*, Vol 35, No.1
- Azzoni, C.R. and Carmo, H. Menezes, T. (2003) "Comparações da Paridade do Poder de Compra Entre Cidades: Aspectos Metodológicos e Aplicação ao Caso Brasileiro", *Pesquisa e Planejamento Econômico* v.33, nº 1, april.

- Azzoni, C.; Menezes-Filho, N. e Menezes, T. (2005) “Opening the Convergence Black Box: Measurement Problems and Demographic Aspects” in Ravi Kanbur & Anthony J. Venables eds. “Spatial Inequality and Development”, Oxford University Press.
- Azzoni, C., N. Menezes-Filho, T. Menezes and R. Silveira-Neto (2000) ‘Geography and Regional Income Inequality in Brazil’, Research Network Working Paper R-395, Inter- American Development Bank, Research Department.
- Barro, R. e Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*. McGraw-Hill, New York.
- Barros, R. P. e Mendonça, R. S. P. (1995). Uma avaliação da qualidade do emprego no Brasil. Texto para Discussão No. 381, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Browning, M., Deaton, A. e Irish, M. A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life Cycle, *Econometrica*, v.53, nº 3, pp. 503-544.
- Deaton, A. (1985) Panel Data: from Time Series of Cross-Section, *Journal of Econometrics*, v. 30, pp. 109-26.
- Diniz, C. e Ferreira, A.. Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil, *Revista de Economia Política*, v.15, nº 4, Outubro-Dezembro de 1995.
- Ferreira, H. B. e Afonso, A (1995) Distribuição interestadual de renda no Brasil, 1950-1985. *Revista Brasileira de Economia*, v.50(4): 469-85, out/dez.
- Ferreira, P. e Ellery Jr., R. (1996) Convergência entre renda *per capita* dos Estados brasileiros. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v.16, nº 1, pp. 88-103.
- Islam, N. (1995) Growth Empirics: A Panel Data Approach, *The Quarterly Journal of Economics*, November, pp. 1128-170.
- Jalan, J. e M. Ravallion (2002). Geographic poverty traps? A micro model of consumption growth in rural China. *Journal of Applied Econometrics*, 17 (4),329-346.
- Kravis B., Heston, A. e Summers. R. (1982) World Product and Income: international comparisons of real gross product, The World Bank, Washington.
- Maier, G. e Weiss, P. (1986) “The importance of regional factors in the determination of earnings: the case of Austria”. *International Regional Science Review*, 10(3):211-220.
- Mankiw, G., Romer, D. e Weil, D. (1992), A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, May, 407- 437.
- Moffitt, R. (1993), Identification and Estimation of Dynamic Models with Time Series of Repeated Cross-Sections, *Journal of Econometrics*, v.59, pp. 99-123.
- Myrdal, G. (1963) *Economic theory and under-developed regions*, London: Methuen.
- Nickell, S. (1981) Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica* 49, 6, 1417–1426.

- Pessoa, S. (2001) Economia regional, crescimento econômico e desigualdade regional de renda; Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia.
- Pierce, B.; Ruses, J.; e Zieschang, K. (1996) Constructing Interarea Compensation Cost Indexes With Data from Multiple Surveys, Bureau of Labor Statistics, Working Paper 297
- Ravallion, M. e Wodon, Q. (1998), Poor Areas or Just Poor People? Policy Research Working Paper 1798, World Bank, Washington DC.
- Reis, J. G. A. e Barros, R. P. (1991) “Wage inequality and the distribution of education – a study of the evolution of regional differences in inequality in Metropolitan Brazil”, *Journal of Development Economics*, 36:(1) 117-143 July
- Schwartzman, A. (1996) Convergence Across Brazilian States, Discussion Paper, nº 02/96. IPE, Universidade de São Paulo.
- Silveira-Neto, R. e Campelo, K. O Perfil das Disparidades Regionais de Renda no Brasil: Evidências a Partir de Regressões Quantílicas para os anos de 1992 e 2001. Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia Porto Seguro, BA - 09-12/12/2003.
- Solow, R. (1956) A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Development Economics* 70(1):65-94.
- Summers, R. (1973) International comparisons with incomplete data. *Review of Income and Wealth*, ser. 19, n.1 (March): 1-16.
- Temple, J. (1999) The new growth evidence, *Journal of Economic Literature*, Vol XXXVII, 112-156, March
- Timmins, C. e Menezes, T. Understanding the Role of Mobility Costs in Brazil’s Spatial Income Inequality. Anais do XXVI Encontro Brasileiro de Econometria, dias 10, 11 e 12 de dezembro de 2004. João Pessoa PA.
- Topel, R. (1994). Regional labor markets and the determinants of wage inequality. *American Economic Review* 84(2): 17–22.
- Trejo, S. J. (1997) “Why do Mexican Americans earn low wages?” *Journal of Political Economy*, 105:(6) 1235-1268 December
- Zini, Jr. A. e Sachs, J. (1998) Regional Income Convergence in Brazil and its Socioeconomic Determinants, *Economia Aplicada*, Vol 2, N. 2, abril-junho.

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 | 1117 |
| 3 | 1937 | 44 | 66 | 121 | 1188 |
| 4 | 1942 | 39 | 61 | 127 | 1348 |
| 5 | 1947 | 34 | 56 | 191 | 1655 |
| 6 | 1952 | 29 | 51 | 243 | 2073 |
| 7 | 1957 | 24 | 46 | 301 | 2382 |
| 8 | 1962 | 19 | 41 | 322 | 2367 |
| 9 | 1967 | 14 | 36 | 209 | 1932 |
| 10 | 1972 | - | 31 | 60 | 1310 |

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 | |

Tabela 3 - Convergência - Variável dependente: crescimento do salário

| | Sem considerar ICVR ¹ | | | Considerando ICVR ¹ | | |
|---------------------|----------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------------------|--------------------|--------------------|
| | (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)** |
| Idade | | | 0.296 (2.89)** | | | 0.288 (2.13)* |
| Idade ^ 2 | | | -0.017 (2.62)** | | | -0.014 (1.57) |
| Idade ^ 3 | | | 1.829 (4.63)** | | | 2.569 (4.30)** |
| Anos de estudo | | | -2.023 (2.91)** | | | -1.931 (1.88) |
| Anos de estudo ^ 2 | | | 0.050 (2.81)** | | | 0.047 (1.81) |
| Proporção de homens | | | -0.000 (2.69)** | | | -0.000 (1.72) |
| Dummies de tempo | Não | Sim | Sim | Não | Sim | Sim |
| No. Observ. | 9 | 180 | 180 | 9 | 180 | 180 |
| R ² | 0,0004 | 0.86 | 0.90 | 0,18 | 0.73 | 0.79 |

Estatística t robusta entre parêntesis; * Significante a 5%; ** Significante a 1%

¹ ICVR - Índice de Custo de Vida Regional

Tabela 4 - Regressões a partir dos micro dados

| | Sem considerar ICVR ¹ | | | | Considerando ICVR ¹ | | | |
|---------------------|----------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (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)** |
| Dummies de coorte | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Dummies de tempo | Não | Não | Não | Não | Não | Sim | Sim | Sim |
| Dummies de região | Não | Não | Não | Não | Não | Não | Não | Sim |
| No. de observações | 603 | 1683 | 1683 | 1683 | 603 | 1683 | 1683 | 1683 |
| R ² | 0.77 | 0.33 | 0.71 | 0.80 | 0.79 | 0.35 | 0.69 | 0.76 |

Valor absoluto da estatística t entre parêntesis; * Significante a 5%; ** Significante a 1%

¹ ICVR - Índice de Custo de Vida Regional

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 | • | -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) |
| No. Observ. | 81 | 90 | 90 | 90 | 90 | 90 | 90 |
| R ² | 1.00 | 0.99 | 0.99 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 |

Estadística t robusta entre parêntesis; * significante a 5%; ** significante a 1%

• Informações não disponíveis

Figura 1 - Diferenciais de salários considerando características dos trabalhadores
 (O valor 1 indica a média das dez regiões metropolitanas)

