



**EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE  
DE SALÁRIOS REAIS (PPC)  
ENTRE AS REGIÕES  
METROPOLITANAS  
BRASILEIRAS**

Tatiane A. de Menezes  
Carlos R. Azzoni

*TD Nereus 14-2003*

São Paulo  
2003

# **Evolução da desigualdade de salários reais (PPC) entre as regiões metropolitanas brasileiras**

Tatiane A. de Menezes  
Carlos R. Azzoni

## **Introdução**

Os indicadores de desigualdade regional no Brasil são impressionantes. Pelos dados do censo 2000, o salário *per capita* dos moradores da região Sudeste é de R\$ 944,72, mais do que o dobro do salário dos moradores da região Nordeste, que ganham em média R\$ 448,00. Estes dados tornam-se mais impressionantes quando se sabe que, dos 3% da população brasileira que recebem até 1/2 salário mínimo, 2/3 encontram-se no Norte e no Nordeste do país e apenas 20% no Sul e Sudeste. O inverso ocorre quando se olha para os 3% dos brasileiros que ganham mais do que 30 salários mínimos: 80% habitam o Sul e o Sudeste e apenas 17% encontram-se no Norte e Nordeste. A idéia deste trabalho é aprofundar a discussão dos determinantes da desigualdade de renda entre os habitantes das diferentes regiões brasileiras, na busca de uma melhor compreensão deste fenômeno.

Pela teoria econômica neoclássica, os trabalhadores devem migrar para regiões de maiores salários, e o inverso deve ser observado com o capital, que deve ir para as regiões mais pobres. Na tentativa de medir este movimento, vários trabalhos procuraram calcular a velocidade de convergência de renda entre regiões ricas e pobres. No Brasil, podem ser citados os trabalhos de Ferreira (1995), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Ellery JR (1996), Azzoni (1997), Zini (1998), Azzoni et al (2001). Os resultados encontrados não são coincidentes, porém são indicativos de que a velocidade de convergência da renda *per capita* entre os estados brasileiros é lenta ou inexistente.

A literatura econômica apresenta três fontes possíveis de explicar tamanha variação salarial observada entre as regiões (Maier e Weiss, 1986; Azzoni e Servo 2002). A primeira explica tais desigualdades pelo lado da oferta de trabalho, argumentando que o nível educacional e a capacitação individual determinam o salário real. Desta forma, uma região pode possuir um nível salarial maior do que a outra em virtude de seus habitantes

terem uma maior instrução e, por conseguinte, melhor inserção no mercado de trabalho. Por esta corrente, uma política educacional resolveria os problemas regionais (Trejo, 1997, Pessoa 2001). Outra corrente coloca a fonte da desigualdade regional no lado da demanda por trabalho, sugerindo que as desigualdades salariais são devidas a 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 (Ravallion, 1998). A terceira linha de raciocínio argumenta que as diferenças salariais entre regiões têm por objetivo equilibrar o diferencial de custo de vida e amenidades (poluição, criminalidade etc.) existente entre elas (Tobin, 1972, Rosen 1986).

O objetivo deste artigo é analisar a dinâmica da desigualdade regional de renda do trabalho no Brasil, explicitando os três fatores apontados acima, propiciando uma melhor compreensão da dinâmica da desigualdade regional no país. O primeiro passo consiste em deflacionar as rendas das regiões metropolitanas (RM) pelos respectivos índices de custo de vida de cada região<sup>1</sup> e calcular a velocidade de convergência entre elas com os dados de renda real e nominal<sup>2</sup>. A estimação da velocidade de convergência é feita inicialmente em uma estrutura de dados de painel, que permite explicitar no modelo as características regionais e a tecnologia, controlando, desta forma pelos determinantes do lado da oferta. Em seguida, repete-se o procedimento com a utilização de micro-dados, o que permite identificar o papel das características individuais no estudo de convergência de renda, levando em consideração desta forma, o lado da demanda.

Este artigo está dividido em cinco partes, além desta introdução e das conclusões. Na primeira descrevem-se os dados utilizados e analisa-se o comportamento do salário hora por trabalhador das regiões antes e após seu deflacionamento pelos respectivos índices de custo de vida. Na segunda seção apresenta-se o modelo assim como o instrumental econométrico empregado para calcular a velocidade de convergência. Na terceira seção os modelos são estimados e os resultados apresentados. Na quarta seção analisa-se o papel das características da oferta de trabalho na explicação da dinâmica das desigualdades, explorando o potencial de análise permitido pelo uso de micro dados. Finalmente, na quinta seção discute o papel das características da oferta e da demanda de

---

1 Para o cálculo do índice de custo de vida regional ver Azzoni, Carmo e Menezes (2000).

trabalho na determinação das desigualdades em níveis salariais entre as regiões. A seção final tece as conclusões do trabalho.

## 1. Análise dos dados

O presente estudo foi realizado com base no salário real por trabalhador da Pesquisa Nacional por Amostra Domicílios (PNAD), realizada pelo IBGE. Trabalha-se com o logaritmo nepperiano do salário hora do trabalho principal das nove regiões metropolitanas brasileiras<sup>3</sup>, nominalmente: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Distrito Federal. O período em análise está compreendido entre os anos de 1981 e 1997 e se caracteriza por altas taxas de inflação, vários congelamentos de preços e abertura da economia.

A figura 1 mostra o logaritmo nepperiano do salário hora nas 10 regiões em análise, para os dados reais e nominais. Os gráficos 1 e 3 da figura 1 mostram o comportamento do salário hora real e nominal das regiões metropolitanas do Sul e Sudeste e do Distrito Federal, enquanto os gráficos 2 e 4 descrevem esta variável para as regiões metropolitanas do Norte e Nordeste. Com dados nominais, no ano de 1997 o Distrito Federal é a região mais rica, apresentando uma renda 90% maior do que a de Fortaleza, a mais pobre. Quando a mesma análise é feita com dados reais, esta diferença cai para 72%. No ano de 1981, a distância entre o Distrito Federal e Fortaleza fica em 70% com dados nominais, caindo mais uma vez para 54% com dados reais. Entretanto, a análise visual não permite intuir a existência de convergência. Entre as cidades do Sul-Sudeste e o DF nota-se um discreto afastamento do nível de salário entre elas, tanto com dados nominais como reais. Por sua vez, pela análise gráfica, as regiões do Norte e Nordeste aproximam-se umas das outras, tanto com dados reais como com dados nominais.

---

2 Trabalha-se com a renda deflacionada pelo IPCA; sobre esta renda é aplicado o índice de custo de vida regional. Denomina-se renda real aquela que, após deflacionada pelo IPCA, é em seguida deflacionada pelo índice de custo de vida regional. A renda nominal é, portanto, a renda deflacionada apenas pelo IPCA.

3 Como sugere Deaton (1985), foi a princípio aplicado o log-nepperiano da renda do trabalho (todas as formas de trabalho), para em seguida calcular-se a renda média para cada uma das regiões.

Na tabela 1 estão dispostos os logaritmos nepperianos e a taxa de crescimento do salário hora das regiões metropolitanas brasileiras nos anos de 1981 e 1997, para os dados reais e nominais. Claramente, a região de maior crescimento no período foi o Distrito Federal, com crescimento de 56% para renda nominal e 60% para a renda real. Após o deflacionamento, as regiões metropolitanas do Sul e Sudeste têm em geral sua taxa de crescimento reduzida, enquanto as regiões do Norte e Nordeste apresentam uma elevação na taxa de crescimento. As exceções ficam com as cidades de Curitiba, Belo Horizonte e Recife, as duas primeiras com, respectivamente, taxa de crescimento de 45% e 33% com dados nominais, que se elevam para 48% e 35% com dados reais. Recife, por sua vez, que apresentava uma taxa de crescimento de 27% com dados nominais, cai para 19% após os dados serem deflacionados. As regiões metropolitanas onde ocorrem maiores alterações proporcionais são, pela ordem de intensidade, São Paulo (-30%), Recife (-28%), Belém (+26%) e Rio de Janeiro (-16%). Com dados nominais, São Paulo apresenta um crescimento de 44%, caindo para 31% com dados reais. O oposto acontece com Belém, que antes dos dados serem deflacionados apresentava um crescimento de apenas 38%, subindo para 48% com os valores reais. Fortaleza e Salvador apresentam pequenas elevações em seu crescimento quando a análise passa a ser feita com dados reais, respectivamente de 36% e 19% com dados nominais para 41% e 22% com dados reais. O contrário ocorre com o Rio de Janeiro e Porto Alegre, que antes dos dados serem deflacionados apresentavam um crescimento de 27% e 26% respectivamente, apresentando uma queda para 23% e 25% respectivamente.

A análise do crescimento leva a concluir que existem alterações significativas nas mesmas em função do deflacionamento dos dados pelo índice de custo de vida regional. Porém, nada pode ser dito quanto à existência ou não de uma tendência para convergência. Esse é o tema abordado nas seções seguintes.

**Tabela 1.: Crescimento do Salário Hora, dados reais e nominais: 1981-1997**

	Log do salário hora nominal			Log do salário hora real		
	1997 (A)	1981 (B)	A/B	1997 (C)	1981(D)	C/D
<b>Distrito Federal</b>	9,11	8,55	0,56	9,04	8,44	0,60
<b>São Paulo</b>	9,04	8,60	0,44	8,85	8,54	0,31
<b>Porto Alegre</b>	8,73	8,47	0,26	8,74	8,49	0,25
<b>Curitiba</b>	8,82	8,37	0,45	8,85	8,37	0,48
<b>Rio de Janeiro</b>	8,68	8,41	0,27	8,57	8,34	0,23
<b>Belo Horizonte</b>	8,61	8,28	0,33	8,68	8,34	0,35
<b>Belém</b>	8,48	8,10	0,38	8,58	8,10	0,48
<b>Salvador</b>	8,46	8,27	0,19	8,51	8,28	0,22
<b>Recife</b>	8,26	7,99	0,27	8,28	8,09	0,19
<b>Fortaleza</b>	8,21	7,85	0,36	8,31	7,90	0,41

## 2. Questões Metodológicas

### 2.1. Modelos de Crescimento na Forma de Dados em Painel

Nos últimos anos, a maioria dos trabalhos visando calcular convergência de renda entre regiões teve como inspiração o instrumental desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1995), que tem origem na versão de Cass-Koopmans<sup>4</sup> para o modelo de Solow (1956) e de Ramsey (1924). Nessa dimensão, aparecem duas definições para convergência: primeiro, 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. Uma vez que 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 e assim atingiriam a mesma taxa de crescimento de estado estacionário. Entretanto, a renda de estado estacionário dependeria das condições iniciais de cada região, de modo que não necessariamente tenderiam a se igualar. Esta forma de convergência é denominada de *convergência condicional*.

<sup>4</sup> Na versão de Cass(1965) e Koopman (1965) para o modelo de Solow a taxa de poupança é endógena, ao contrário do modelo original na qual a poupança é exógena.

Apesar de bastante intuitivo, o modelo de Solow apresenta questões metodológicas difíceis de serem solucionadas no que diz respeito à técnica de estimação. 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 do 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 nível de renda inicial e 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.

Supondo que os países estejam em seus estados estacionários, Mankiw, Romer e Weil (1992) estimam uma série de regressões a fim de identificar de que forma os diferenciais na taxa de crescimento da poupança e da força de trabalho explicam o diferencial de renda *per capita* corrente entre os países. Vários trabalhos foram feitos no Brasil a partir da metodologia discutida acima, dentre eles: Azzoni (1999), Ferreira e Ellery Jr. (1996), Schwartsman (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-sections*, 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 Arellano e Bond (1991) 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* trabalha-se 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.

O modelo aqui apresentado está descrito em Islam (1995) e consiste numa versão simplificada do modelo de Solow. 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  $\delta$  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, o valor de estado estacionário do produto por unidade de trabalho eficiente que é dado pela expressão abaixo:

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

Após alguma manipulação, segue a seguinte expressão:

$$\ln \left[ \frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (3)$$

Nessa formulação 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, e como numa regressão em *cross-section* o tempo,  $t$ , é sempre um número fixo, seu 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, como clima, instituições e demais características específicas. Eles então postulam que

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

onde  $a$  é uma constante e  $e$  representaria os choques aleatórios<sup>5</sup>. Substituindo na equação acima, e incluindo  $gt$  na constante  $a$ , é possível encontrar a seguinte especificação:

$$\ln \left[ \frac{Y(t)}{L(t)} \right] = a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + e \quad (4)$$

A derivação desta equação será descrita na seqüência. Sendo  $\hat{y}^*$  o nível de renda de estado estacionário por trabalho efetivo e sendo  $\hat{y}(t)$  seu valor no período  $t$ , aproximando em torno do estado estacionário, chega-se ao caminho para convergência dado por:

$$\frac{d \ln \hat{y}(t)}{dt} = \beta [\ln(\hat{y}^*) - \ln \hat{y}(t)] \quad (5)$$

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

---

<sup>5</sup> Por choques aleatórios entende-se: alterações nas condições políticas, econômicas e sociais de cada região, que por ventura possam vir a influenciar o termo  $A(0)$ .

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

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 produz:

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

Esta equação representa o processo de ajustamento parcial, tornando-se mais aparente na formulação abaixo:

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

Em geral, nos modelos de ajustamento parcial o valor ótimo da variável dependente é determinado pelo valor da variável explicativa no período corrente. No presente caso,  $\hat{y}^*$  é determinado por  $s$  e  $n$ . Uma vez que estas variáveis são supostas constantes no intervalo de tempo compreendido entre  $t_1$  e  $t_2$ , o valor da renda no estado estacionário,  $\hat{y}^*$ , é então substituído na equação (8) por essas variáveis.

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

A principal hipótese de identificação do modelo consiste em admitir que as variáveis explicativas  $s$  e  $n$  não estão correlacionados com o erro da regressão, dado por  $e$  na equação (4). Valendo esta hipótese, o modelo acima descrito pode ser estimado por MQO. Esta hipótese justifica-se basicamente por dois motivos: primeiro, sua utilização está bem difundida, não apenas para a estimação do modelo de Solow mas também em todos os outros modelos de crescimento; segundo, dada a hipótese de 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  $e$ .

Como discute Islam (1995 pp.1134), faz-se importante ressaltar que embora a hipótese de isoelasticidade seja uma restrição a mais, em geral espera-se que o termo aleatório  $e$ , 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.

Uma forma alternativa de solucionar este problema é sugerida por Islam (1995), consistindo na utilização da estrutura de dados de painel para estimação do modelo de Solow. Esta formulação supera a anterior na medida em que permite que se explicitem as características individuais de cada região, aqui chamadas de efeito fixo, 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 da forma abaixo:

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

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 dado por:

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

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

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

Onde  $h$  é o nível de capital humano de estado estacionário e  $\varphi$  é o expoente da variável capital humano na função de produção.

O presente trabalho avança em relação ao modelo de Islan (1995), e sugere-se que as gerações também têm influência na velocidade de convergência. Trabalha-se, então

com micro-dados, de forma semelhante a Azzoni, et. al. (2001), explicitando também no modelo as características do indivíduo de cada região. Postula-se agora 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 aleatório. 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  $\delta$  são constantes entre as regiões. Usando a notação convencional de dados em painel:

$$\Delta y_{ikt} = \lambda_0 + \lambda_1 y_{i,t-1} + \eta_t + \mu_k + \xi_i + \nu_{ikt} \quad (11)$$

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

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

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

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

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

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

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

e o termo  $\nu_{it}$  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 regiões metropolitanas e por coortes. 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; e,

terceiro, é possível trabalhar com a média dos logs, que é uma medida mais precisa do que o log das médias. Uma discussão sobre este tema encontra-se em Angrist (1991), 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 (EF) 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 para o infinito o viés tende a zero.

Os estudos empíricos baseados na abordagem de *cross-section* para o cálculo da velocidade de convergência consistem em regredir a taxa de crescimento da renda no período, no caso de 1981 a 1997, 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, já que o período é composto de 16 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. Construção das Coortes

A utilização de micro-dados para análise convergência foi empregada anteriormente por Ravalion (1998) e Azzoni et. al. (2001), sendo, entretanto amplamente utilizada na literatura de economia do trabalho e na teoria do consumidor, tendo por pioneiro os trabalhos de Browning et al (1985) e Attanasio e Browning (1994). Utilizando essa metodologia foram construídas 10 coortes demográficas para cada região. As variáveis: salário hora, anos de estudo e sexo foram agrupadas de acordo com a formula (12) abaixo:

$$\bar{y}_{csy} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{csy}} \ln y_i}{n_{csy}} \quad (12)$$

onde  $n_{cst}$  é o número de indivíduos que nasceram no período que corresponde à coorte  $c$  (por exemplo, 1940 a 1945), no Estado  $s$ . Estes dados podem ser usados como pseudopainel, no qual cada coorte representa um indivíduo. A coorte mais nova é formada pelos indivíduos que nasceram entre 1965 e 1969 e a coorte mais velha é composta de pessoas que nasceram entre 1920 e 1924. É possível seguir cada coorte ao longo do tempo, à medida que esta vai envelhecendo, identificando-se desta forma a influência destas sobre a convergência de renda. Trabalha-se assim com um painel composto de 1300 observações (10 coortes x 10 regiões metropolitanas x 16 anos). A tabela (2) abaixo descreve a composição das coortes. Uma discussão mais aprofundada do papel das coortes na análise de convergência encontra-se em Azzoni, et. al. 2001.

**Tabela 2: Descrição das Coortes**

Coortes	data de nascimento	idade ano 1981	idade ano 1997	célula mínima	célula máxima
1	1922	59	75	4	384
2	1927	54	70	11	673
3	1932	49	65	25	874
4	1937	44	60	66	1029
5	1942	39	55	87	1235
6	1947	34	50	162	1578
7	1952	29	45	250	1995
8	1957	24	40	304	2328
9	1962	19	35	340	2314
10	1967	14	30	188	1858

### 3. Calculo da Velocidade de Convergência: dados agregados e micro-dados.

Nesta parte do trabalho buscou-se verificar a influência sobre a velocidade de convergência de se trabalhar com dados reais e nominais e qual o papel do efeito fixo, do capital humano e do retorno à experiência na determinação da velocidade de convergência. Nas colunas (1) e (2) da tabela 3 apresentam-se resultados para a velocidade de convergência estimada da forma tradicional, com dados em *cross-section* e com a taxa de crescimento calculada entre os anos 1981 e 1997, para o salário hora nominal e real, respectivamente. Nas colunas (3), (4), (5), (6) e (7) apresentam-se os resultados para estimação em painel de 12 anos, com os dados agregados por região

metropolitana e com a taxa de crescimento estimada de 4 em quatro anos. Nesta formação é possível identificar-se o papel do efeito fixo entre as regiões metropolitanas na determinação da velocidade de convergência.

Comparando-se as colunas (1) e (2), assim como (3) e (4), percebe-se que a velocidade de convergência aumenta quando se trabalha com os dados reais. No caso da análise tradicional, encontra-se divergência do salário hora nominal na coluna (1). Quando os dados são deflacionados pelos índices regionais de custo de vida (coluna 2), o coeficiente da velocidade de convergência, embora não significativo, passa a ser negativo, indicando convergência. A diferença fica mais acentuada quando a análise é feita com os dados das colunas (3) e (4). No primeiro caso, a velocidade de convergência é de 0,04, praticamente dobrando quando se trabalha com dados reais, passando a 0,07. Ao comparar as colunas (2) e (4), ambas com salário hora real, percebe-se um significativo aumento na velocidade de convergência, que sobe de 0,0008 na coluna (2) para 0,07 na coluna (4). Em ambas as colunas a estimação foi realizada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); a diferença é que na coluna (2) calcula-se a taxa de crescimento entre 1981 e 1997 enquanto que na coluna (4) a convergência é analisada em períodos encadeados de quatro anos. Nesta segunda formulação, os erros são escalonados entre os períodos, diminuindo os problemas de erros de medida e tornando os dados menos sensíveis aos efeitos dos ciclos econômicos, o que explica a significativa elevação na velocidade de convergência (Islan, 1995; Temple, 1999).

Outra grande variação na velocidade de convergência é percebida quando se comparam os dados das colunas (4) e (5). Na coluna (5) o coeficiente do salário inicial é calculado com base no estimador de Efeito Fixo (EF), o que eleva a velocidade de convergência de 0,07 da coluna (4) para 0,25 da coluna (5). No que diz respeito à interpretação deste resultado, vale salientar que, como mostra a equação (4), o diferencial de renda entre as regiões é fruto não apenas da diferença entre  $s$  e  $n$ , mas também das diferenças em  $A(0)$ . A questão é até que ponto diferenças em educação, infra-estrutura, hábitos regionais e todas as outras características regionais que não variam no tempo, aqui chamadas de  $A(0)$ , são capazes de influenciar o crescimento de longo prazo entre elas. Se tais características não fossem importantes, não se teriam observado grandes alterações nos resultados ao se comparar as colunas (4) e (5), pois significaria que o termo  $A(0)$  não

representa uma importante fonte de diferenças entre as funções de produção das regiões. Como se observou significativa variação entre os coeficientes das colunas (4) e (5), pode-se dizer que existem diferenças entre as regiões que são persistentes e, por conseguinte, retardam o processo de convergência entre as mesmas.

Para isolar o efeito do capital humano na determinação da velocidade de convergência, estimaram-se os modelos (6) e (7). No primeiro caso é inserida apenas a variável educação e no segundo acrescenta-se também a variável gênero. Comparando-se as colunas (5), (6) e (7), observa-se que a variável educação apresenta-se não significativa, enquanto o gênero mostra-se significativa e negativo. Tais resultados aparecem, em geral, quando se trabalha com dados agregados, porque as *dummies* de região captam os possíveis efeitos da variável anos de estudo. Para mensurar os efeitos do capital humano sobre a velocidade de convergência faz-se necessário trabalhar com dados individuais.

#### **4. Oferta de trabalho e convergência**

Na análise da seção anterior não foi possível controlar o papel das características individuais dentro de cada região na estimação da velocidade de convergência. Para fazer esse controle, nesta seção passaremos a trabalhar com micro dados agregados por coorte (Azzoni e al 2000). A hipótese subjacente é que cada geração se depara com diferentes condições socioeconômicas e culturais que determinam o capital humano absorvido pelos seus integrantes, independente da região. Ao trabalhar com micro-dados, é possível inserir empiricamente no modelo a variável idade, como *proxy* do retorno à experiência, que tem o papel de captar tais características, impedindo que o estimador de EF torne-se viesado.

Para avaliar o efeito de se trabalhar com micro dados em relação ao procedimento anterior, comparem-se os resultados das colunas (5) das tabelas 3 e 4, em que se apresentam os resultados de regressões relacionando o nível de renda inicial (períodos de 4 anos) e a variação da renda ao longo do período, utilizando micro dados. Nota-se que o coeficiente da renda inicial aumenta de  $-0.627$  para  $-0.832$ , indicando que de fato as gerações têm importante papel na determinação da convergência de renda.

**Tabela 3. Convergência - Variável dependente:  $\Delta \ln(y)$**

	Cross-Section		Painel de 12 anos				
	Nominal (1)	Real (2)	Nominal (3)	Real (4)	Real (5)	Real (6)	Real (7)
<b>Constante</b>	-0,902 (1,115)	0,450 (1,617)	1,342 (0,55)	2,06 (0,647)	5,701 (0,955)	5,616 (1,232)	8,675 (1,420)
<b>Renda Inicial (<math>\lambda</math>)</b>	0,151 (0,136)	-0,012 (0,196)	-0,148 (0,067)	-0,235 (0,078)	-0,627 (0,112)	-0,627 (0,114)	-0,683 (0,103)
<b>Velocidade de convergência</b>	-	0,0008	0,04	0,07	0,25	0,25	0,29
<b>Tempo para metade da convergência</b>	-	866	17,3	10,3	2,8	2,8	2,4
<b>Educação</b>	-	-	-	-	-	0,039 (0,271)	0,135 (0,270)
<b>Gênero</b>	-	-	-	-	-	-	-2,268 (0,605)
<b>dummy região metropolitana</b>	Não	não	Não	não	sim	sim	sim
<b>dummy de tempo</b>	Não	não	Não	não	sim	sim	sim
<b>R2</b>	0,1114	0,0003	0,04	0,06	0,93	0,93	0,94
<b>amostra</b>	10	10	130	130	130	131	132

Regressão robusta a heterocedasticidade.

Nas primeiras 4 colunas da Tabela 4 não se consideram aspectos regionais, entre os quais os relacionados à demanda por trabalho. Na verdade, essas colunas tratam da dinâmica da desigualdade de renda entre indivíduos, independentemente da sua posição geográfica; esse aspecto é introduzido apenas na última coluna, em que *dummies* regionais são introduzidas na regressão. Na primeira coluna apresenta-se a dinâmica da desigualdade bruta, sem considerar aspectos ligados ao capital humano, ou seja, à oferta de trabalho. Os resultados indicam a presença de acentuada convergência de renda entre pessoas, mas tal situação deve-se ao fato de que as pessoas de menor renda, em geral jovens, apresentam taxas de crescimento de renda superior. Isso deve-se ao fato de que sua base de renda é mais baixa, levando naturalmente a maiores taxas de crescimento. No outro extremo, pessoas com maior nível de renda apresentam menores taxas de crescimento, fruto do ciclo de vida das pessoas. Assim, na segunda coluna procuramos controlar por esse fator, introduzindo as variáveis  $idade$ ,  $idade^2$  e  $idade^3$ , exatamente para captar o ciclo de vida. Como se observa, a convergência torna-se mais lenta, posto que agora se comparam pessoas na mesma faixa etária.

Na terceira e quarta colunas são introduzidas variáveis relacionadas ao capital humano (educação e gênero), acentuando-se a convergência: o coeficiente da renda inicial aumenta de  $-0.211$  para  $-0.418$ , quase dobrando. 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 praticamente dobra.

Na última coluna finalmente acrescenta-se o aspecto regional, através de *dummies* para cada região metropolitana. Pode-se dizer que tais variáveis representam, entre outros, aspectos ligados à demanda por trabalho, como relação capital/produto, composição setorial, produtividade dos fatores etc. A sua inclusão faz com que a velocidade de convergência mais do que dobre, em relação à coluna anterior, em que apenas aspectos ligados à oferta de trabalho (capital humano) são incluídos.

Ou seja, partindo-se de uma situação em que apenas variáveis de ciclo de vida são incluídas (coluna 2 da Tabela 4), a inclusão de variáveis de capital humano faz com que o coeficiente da renda inicial aumente de  $-0,211$  para  $-0,418$ , ou 98%; fazendo-se o mesmo para as variáveis *dummy* regionais, parte-se dos mesmos  $-0,211$  para  $-0,832$ , ou 294%.

Assim, a primeira impressão é que as variáveis ligadas à demanda por trabalho (*dummies* regionais) têm um impacto acentuadamente maior do que as variáveis ligadas à oferta de trabalho (capital humano). Todavia, tal conclusão não pode ser aceita, uma vez que as *dummies* regionais estão captando tanto aspectos ligados à demanda quanto à oferta de trabalho, sendo impossível determinar qual deles prevalece.

Porém, a última coluna da Tabela 4 considera simultaneamente variáveis de oferta e demanda de trabalho, superando o problema mencionado. Comparando-se essa coluna com a coluna 4 da própria tabela, nota-se que a introdução de variáveis de demanda de trabalho faz com que a velocidade aumente de -0,418 para -0,856, enquanto que a inclusão de variáveis de oferta de trabalho aumenta muito pouco a velocidade de convergência. Para avaliar tal conclusão, comparem-se as colunas (5) e (7) da Tabela 3, podendo-se verificar que a velocidade de convergência aumenta apenas de -0,627 para -0,683. Essa conclusão é bem mais consistente em favor de um maior papel para o lado da demanda por trabalho do que para as variáveis de capital humano na dinâmica da desigualdade regional de renda entre as regiões metropolitanas brasileiras.

**Tabela 4 – Regressões com micro dados (períodos encadeados de 4 anos)**

	<b>Nenhum Controle (1)</b>	<b>Ciclo de Vida (2)</b>	<b>Capital Humano (3) (4)</b>		<b>Aspectos Regionais (5)</b>	<b>Ambos (6)</b>
<b>Constante</b>	2.511 (0.133)	2.191 (0.162)	2.143 (0.147)	3.380 (0.258)	3,816 (0,169)	4,458 (0,282)
<b>Renda inicial (<math>\lambda</math>)</b>	-0.329 (0.015)	-0.211 (0.029)	-0.383 (0.035)	-0.418 (0.038)	-0,832 (0,063)	-0,856 (0,059)
<b>Velocidade de Convergência</b>	0.09	0.06	0.12	0.13	0.446	0,485
<b>Anos para metade da convergência</b>	7.1	11.7	5.7	5.1	1.5	1,4
<b>Idade</b>	-	-0.008 (0.021)	-0.002 (0.018)	0.013 (0.018)	0,188 (0,028)	0,153 (0,025)
<b>Idade^2</b>	-	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0,004 (0,0006)	-0,003 (0,001)
<b>Idade^3</b>	-	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0,00002 (0,00003)	0,00002 (0,00003)
<b>Educação</b>	-		0.590 (0.063)	0.598 (0.070)	-	0,562 (0,086)
<b>Gênero</b>	-			-0.870 (0.163)	-	-0,516 (0,161)
<b>Dummy Região Metropolitana</b>	não	não	não	não	Sim	sim
<b>Dummy de tempo</b>	sim	sim	sim	sim	Sim	sim
<b>R2</b>	0.63	0.69	0.76	0.78	0.7839	0.839
<b>Amostra</b>	1300	1300	1300	1300	1300	1300

## 5. Desigualdades em níveis salariais e capital humano

Nesta seção analisamos a influência da oferta por trabalho (características dos trabalhadores) sobre a desigualdade em níveis de renda. Para tanto, foi construído um índice do salário real entre as regiões metropolitanas e por coortes. Seguiu-se aqui a metodologia Country Product *Dummy* (CPD), desenvolvida por Summer (1973) e por

Kreives, Summer e Heston (1982) para construção de Paridade de Poder de Compre (PPP) entre países. Esta metodologia foi anteriormente empregada para construção do Employment Cost Index (ECI) por Pierce, Ruser e Zieschang, (1999). Modelo semelhante a este foi também adotado por Azzoni e Servo (2002) para comparação de salário real entre as RM. O diferencial de salário entre as RM foi estimado com base no modelo abaixo descrito.

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

A variável  $\ln w_{ck}$  ( $c = 1, \dots, 10$  e  $k = 1, \dots, 10$ ) corresponde ao log neperiano do salário hora real da coorte  $c$  na região metropolitana  $k$ ,  $X_{ck}$  é o vetor de características individuais, no caso anos de estudo, retorno à experiência e gênero. A *dummy*  $R_2$  varia por região metropolitana, assumindo valor 1 se o salário é observado na RM = 2 e zero nas demais, o mesmo ocorrendo para  $R_3, R_4 \dots R_{10}$ . Para evitar multicolinearidade, a *dummy*  $R_1$  não foi incluída na regressão.

Os coeficientes das *dummies* indicam a diferença entre o salário hora em cada região e na região metropolitana tomada por base, o Distrito Federal. O exponencial desses coeficientes corresponde ao índice de salário real entre as regiões metropolitanas, descontando-se os diferenciais existentes entre elas em termos de características dos trabalhadores, isto é, para trabalhadores com o mesmo número de anos de educação, mesmo gênero e mesma experiência. O modelo foi estimado por MQO para todos os anos entre 1981 e 1997. A tabela 5 e a Figura 2 apresentam toda a série de índices salariais. Em todos os casos, o coeficiente da variável ano de estudos é positivo e significativo a 5%, enquanto a variável gênero não é significativo. Os coeficientes das *dummies* regionais são em sua maioria significantes a 5%, ou seja, é observada variação entre o salário hora das cidades e do Distrito Federal.

Nos gráficos da Figura 2 apresentam-se os valores do índice para cada ano, o que possibilita verificar como evoluiu comparativamente a remuneração da mão-de-obra em cada região, para trabalhadores com as mesmas características. Como pontos de referências, são enfatizados os três anos com planos econômicos importantes: 1986 –

Plano Cruzado, 1990 – Plano Collor e 1994 – Plano Real. É interessante ressaltar que o Distrito Federal apresenta uma tendência geral de crescimento (em relação à média nacional) após o Plano Cruzado (1986), tendência essa que se acentua fortemente após 1993. Esse comportamento é seguido pelo Rio de Janeiro, notadamente quanto ao crescimento após 1990. Já São Paulo mostra decréscimo (ou aproximação à média nacional) após 1989, tendo decrescido até o Plano Cruzado e crescido entre esse Plano e o Plano Collor. Curitiba apresenta uma leve tendência de crescimento, enquanto que Belo Horizonte praticamente mantém-se no patamar de 1986, onde chegou após estar acima no início dos anos 80. Porto Alegre tem um comportamento semelhante a Belo Horizonte. Entre as regiões mais pobres, Recife apresenta tendência evidente de distanciamento para baixo em relação à média nacional, enquanto as demais aparentemente apenas apresentam oscilações em torno de um mesmo patamar, sem tendência aparente.

Para analisar a dispersão das rendas de salário, calculou-se o desvio padrão para cada ano, tanto para o conjunto de todas as regiões como para o sub-conjunto das mais ricas e para o sub-conjunto das mais pobres. Isso está disposto no gráfico 1. A análise visual das curvas não permite identificar nenhuma tendência, tanto para o conjunto das regiões quanto para os sub-conjuntos. Por outro lado, é evidente que a dispersão dos níveis de renda do trabalho é muito menos entre as regiões pobres do que entre as regiões ricas (metade do desvio padrão), sendo que as regiões ricas apresentam dispersão próxima à do conjunto do país, mercê de sua grande importância em termos quantitativos no que tange à variável renda.

### **Conclusões**

Neste trabalho avaliamos a dinâmica da desigualdade regional da renda do trabalho no Brasil nas décadas recentes. O primeiro aspecto considerado foi a diferenciação entre renda regional-nominal e renda regional-real, ou seja, com e sem descontar as diferenças regionais em custo de vida. Os resultados indicam que a velocidade estimada de convergência é maior quando computada com os dados regionais-reais, indicando que a evolução do custo de vida foi mais acentuada nas regiões ricas do

que nas pobres. O restante do trabalho considerou apenas os dados deflacionados por índices de preços específicos para cada região.

O segundo aspecto tratado é de ordem metodológica, tendo sido comparadas estimativas de velocidade de convergência em cross-sections tradicionais e em forma de painel, com períodos encadeados de 4 anos, sendo que a segunda alternativa permitiu controlar as características regionais e tecnologia. Em seguida partiu-se para a utilização de micro dados, o que permitiu considerar também o papel das características individuais dos trabalhadores. As velocidades de convergência estimadas foram substantivamente maiores para dados em painel do que em cross-section tradicional (um longo período). Também maiores foram as velocidades obtidas com base no estimador de Efeito Fixo, indicando que o diferencial de renda entre as regiões é fruto não apenas das diferenças em taxas de poupança e crescimento populacional, mas também de outras características que não variam no tempo (educação, infraestrutura, hábitos regionais etc.). Concluiu-se portanto que há diferenças entre as regiões que são persistentes, retardando o processo de convergência.

Fazendo análises parciais, partindo-se de uma situação em que apenas variáveis de ciclo de vida são consideradas, a inclusão de variáveis de capital humano leva a velocidade de convergência a quase dobrar. Partindo da mesma situação inicial, a inclusão de variáveis *dummies* regionais praticamente quadruplica a velocidade de convergência. Considerando a análise conjunta desses dois conjuntos de variáveis, observa-se que as variáveis indicativas de aspectos relacionados à demanda por trabalho (características regionais) parecem ter um papel mais acentuado na dinâmica das desigualdades regionais do que aqueles relacionados à oferta de trabalho (capital humano).

Finalmente, construiu-se um índice comparativo de salário real entre as regiões, descontando as diferenças nas características dos trabalhadores. Com isso foi possível analisar a evolução comparativa da remuneração da mão-de-obra, líquida daquelas características. A análise da dispersão dessa medida não permite identificar nenhuma tendência, mas indicou que a dispersão é muito menor internamente às regiões pobres do que entre as regiões ricas.

## Bibliografia

- Attanasio, O. and Browning, M. (1995) Consumption over the Life Cycle and the Business Cycle, *American Economic Review*, vol 85, pp. 1118-1136.
- Azzoni, C. R. (2001) Economic Growth and Regional Income Inequalities in Brazil, *Annals of Regional Science*, Vol 35, No.1
- Azzoni, C. e Servo, L. (2002) Education, cost of living and regional labor income inequality in Brazil, *Papers in Regional Science*, 81
- Barro, Robert e Sala-I-Martin, Xavier (1995), *Economic Growth*. McGraw-Hill, New York.
- \_\_\_\_\_ (1997). Technological Diffusion, Convergence, and Growth, *JEG*, v. 2, pp. 1-26,
- Barro, Robert, Mankiw, Gregory e Sala-I-Martin, Xavier, (1995). Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth, *ERA*, pp. 103-115, march.
- Barros , R. P. Mendonça, R. S. P. (1997), Os determinantes da desigualdade no Brasil, Program de Seminários acadêmicos do IPE/USP. Seminário nº 22/97-02/10/97.
- Browning, M. Deton,A. and 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. Campolina e Afonso H. B. Ferreira. Convergência entre as rendas per captas estaduais no Brasil, *Revista de Economia Política*, v.15, nº 4, Outubro-Dezembro de 1995.
- Ferreira, H. B. Afonso, A (1995) Distribuição interstadual de renda no Brasil, 1950-1985. *Revista Brasileira de Economia*, v.50(4): 469-85, out/dez,.
- Ferreira, Pedro, C. G., e Ellery JR., Roberto de G. (1996) Convergência entre renda *per capita* dos Estados brasileiros. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v.16, nº 1, pp. 88-103.
- Islan, N. (1995) Growth Empirics: A Panel Data Approach, *The Quarterly Journal of Economics*, November, pp. 1128-170.
- Jalan, J. e Ravallion, M. Geographic Poverty Traps? World Bank, Discussion Paper, 1998
- Kravis. B. Heston. A Summers. R. World Product and Income: international comparisons of real gross product, The World Bank, Washington 1982.
- Mankiw Gregory (1995) The Growth of Nations, *Brookings Papers Economic Activity*, v.1, pp 275-326
- Mankiw, Gregory, Romer, David and Well (1992), David, A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *QJE*, 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.
- Ravallion, M. and Wodon, Q. (1998), Poor Areas or Just Poor People? Policy Research Working Paper 1798, World Bank, Washington DC.
- Schwartzman, Alexandre. Convergence Across Brazilian States, Discussion Paper, n° 02/96. IPE, Universidade de São Paulo, 1996.
- Solow, R. M. Perspectives on growth theory, *Journal of Economics Perspectives*, v.8, n° 1, pp. 45-54, 1994.
- Summers, Robert. International comparison with incomplete data. *Review of Income and Wealth*, ser.19,n.1 (March): 1-16, 1973.
- Zini, Jr. Alvaro e Sachs, J., Regional Income Convergence in Brazil and its Socioeconomic Determinants, mimeo, 1996.

Figura 1 - Níveis salariais nas Regiões Metropolitanas, 1981-97 (In do salário)

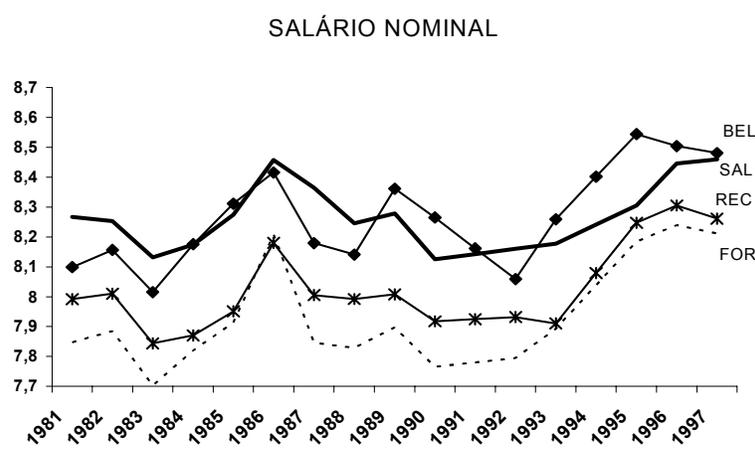
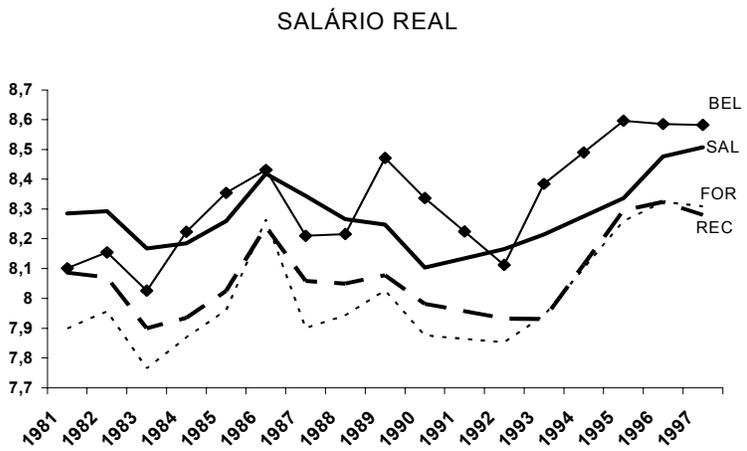
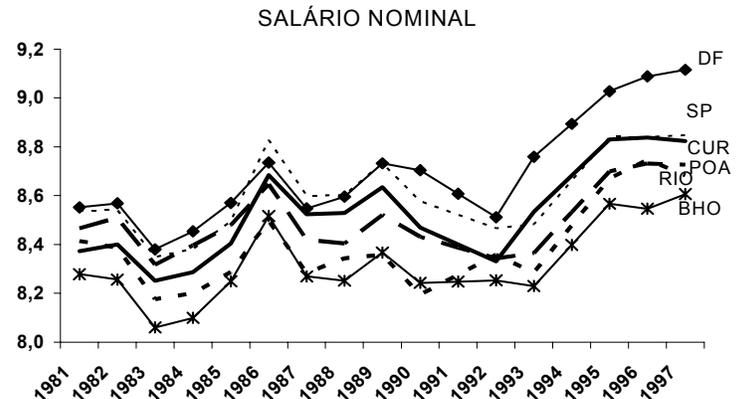
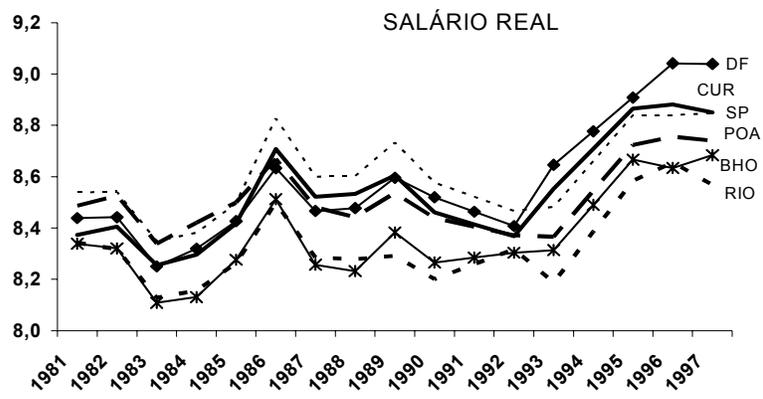


Figura 2 - Evolução do Índice Relativo de Salários, descontando as características dos trabalhadores (Média Nacional = 1)

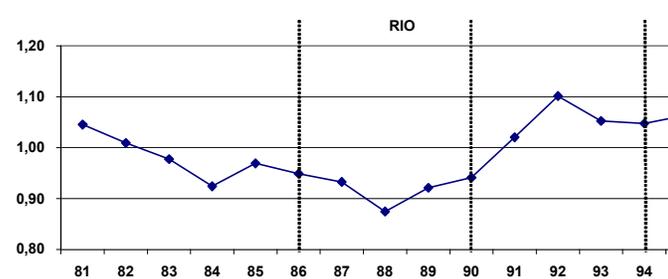
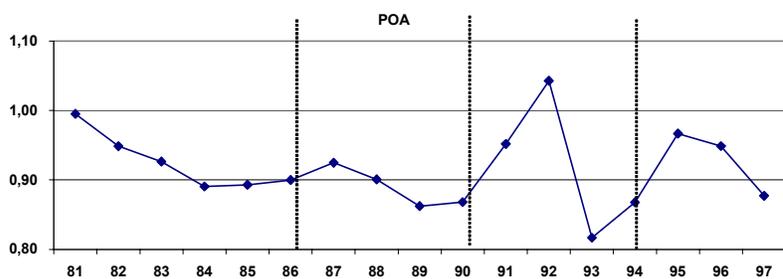
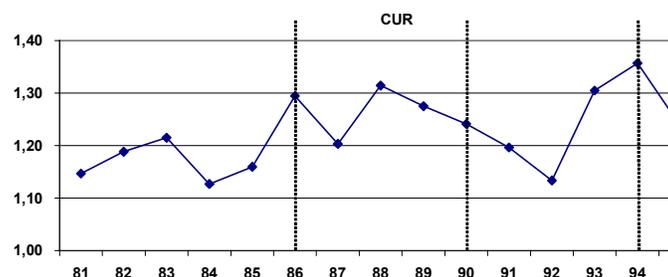
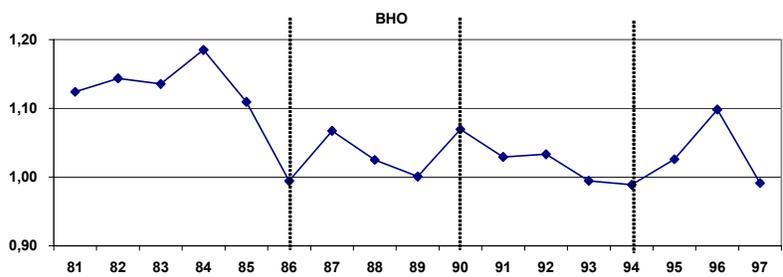
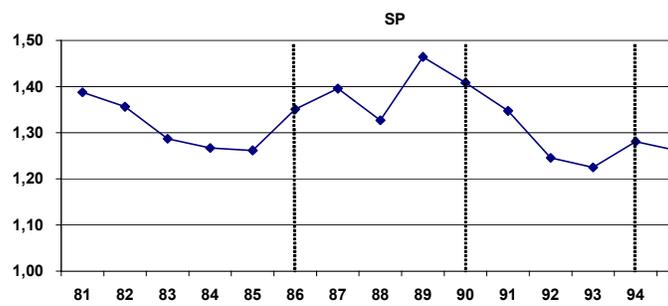
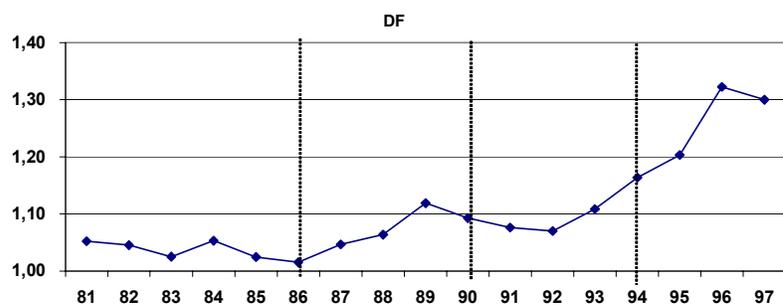


Figura 2(cont) - Evolução do Índice Relativo de Salários, descontando as características dos trabalhadores  
(Média Nacional = 1)

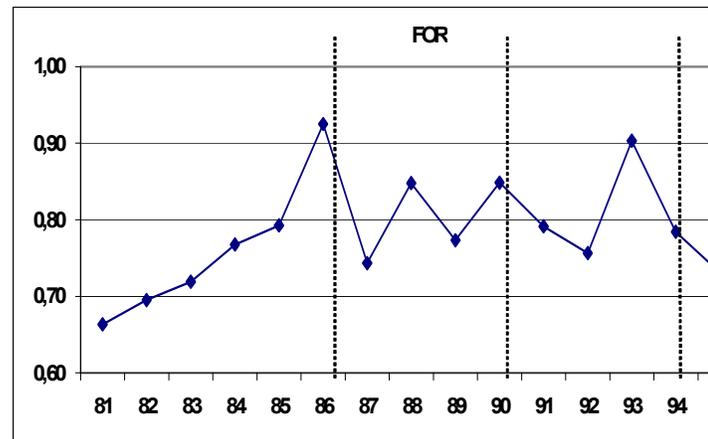
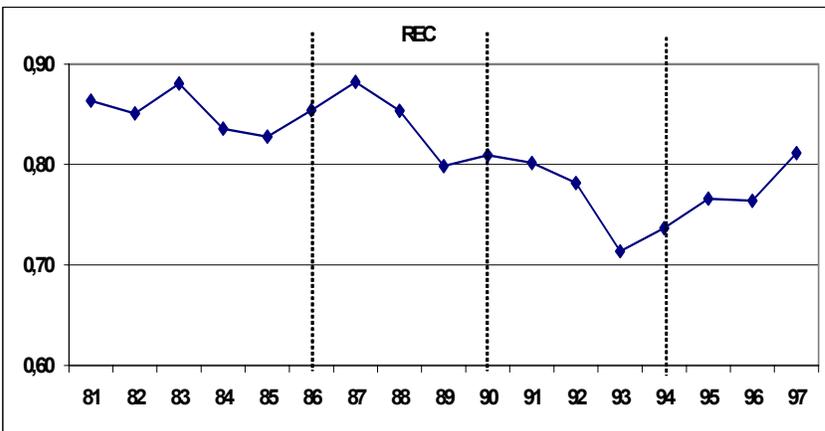
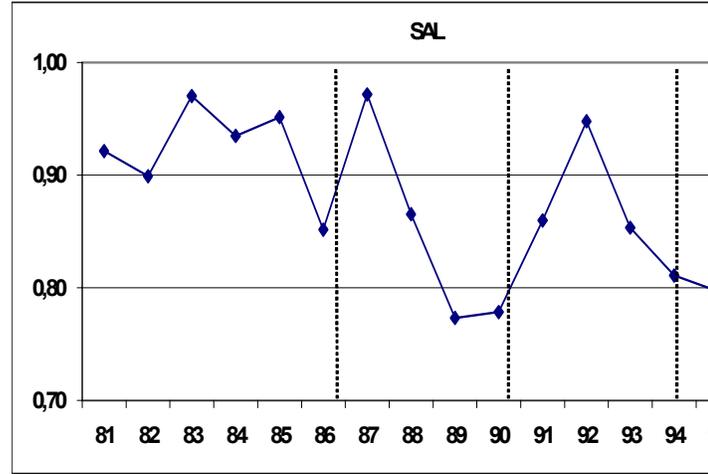
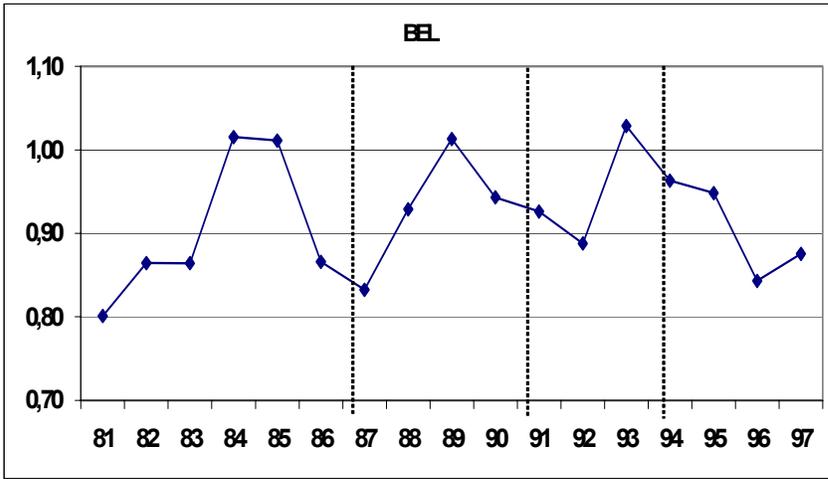
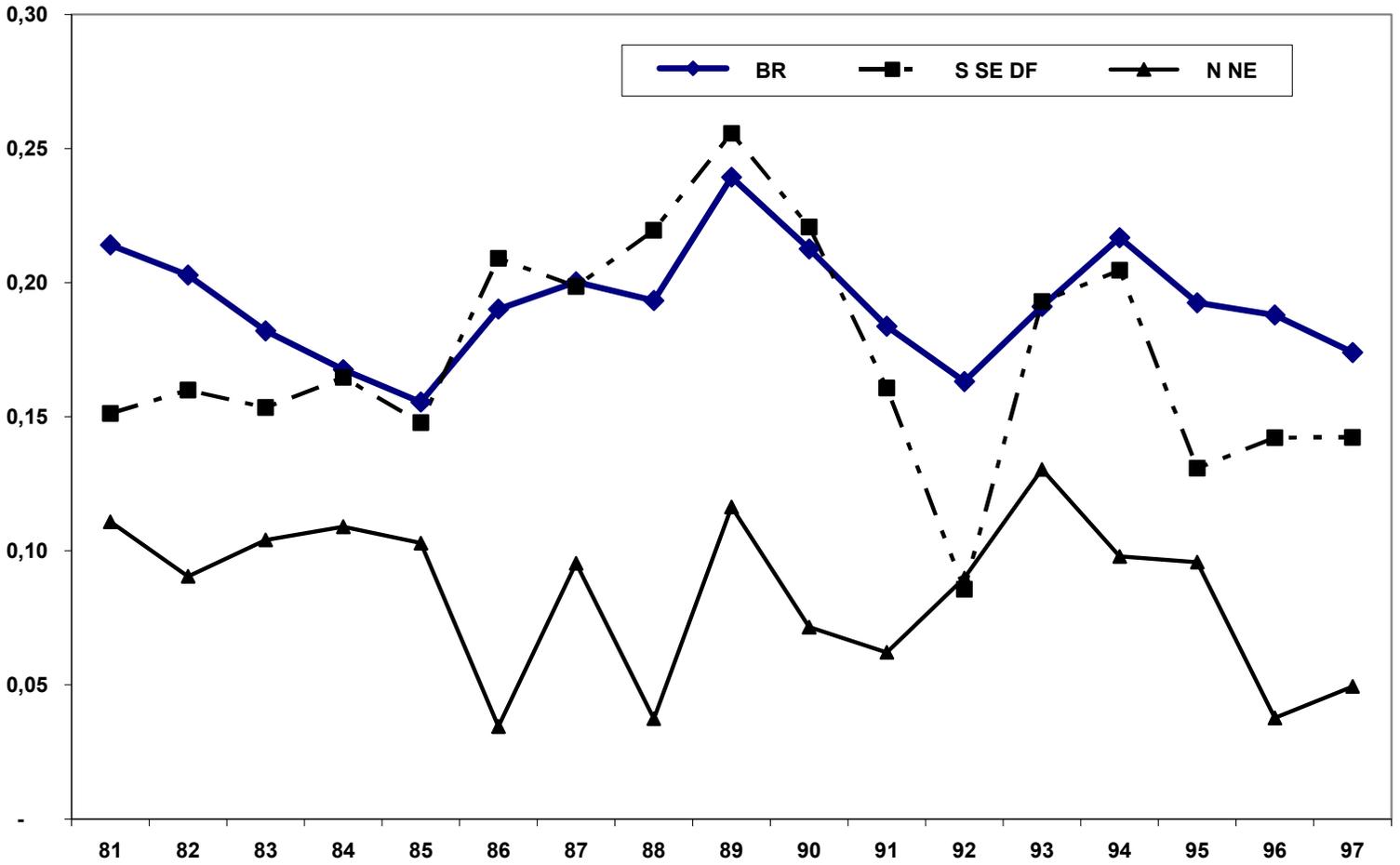


Gráfico 1 - Dispersão dos Índices Relativos de Salários, descontando as características dos trabalhadores  
(Desvio Padrão dos índices anuais)



**Tabela 5: Índice de salário entre as RMs, descontando as características dos trabalhadores**

	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97
<b>DF</b>	1,05	1,05	1,03	1,05	1,02	1,02	1,05	1,06	1,12	1,09	1,08	1,07	1,11	1,16	1,20	1,32	1,30
<b>SPA</b>	1,39	1,36	1,29	1,27	1,26	1,35	1,40	1,33	1,46	1,41	1,35	1,25	1,22	1,28	1,26	1,14	1,19
<b>BHO</b>	1,12	1,14	1,14	1,19	1,11	0,99	1,07	1,02	1,00	1,07	1,03	1,03	0,99	0,99	1,03	1,10	0,99
<b>CUR</b>	1,15	1,19	1,21	1,13	1,16	1,29	1,20	1,31	1,27	1,24	1,20	1,13	1,30	1,36	1,24	1,31	1,18
<b>POA</b>	1,00	0,95	0,93	0,89	0,89	0,90	0,92	0,90	0,86	0,87	0,95	1,04	0,82	0,87	0,97	0,95	0,88
<b>RIO</b>	1,05	1,01	0,98	0,92	0,97	0,95	0,93	0,87	0,92	0,94	1,02	1,10	1,05	1,05	1,06	0,99	1,18
<b>BEL</b>	0,80	0,86	0,86	1,02	1,01	0,87	0,83	0,93	1,01	0,94	0,93	0,89	1,03	0,96	0,95	0,84	0,88
<b>SAL</b>	0,92	0,90	0,97	0,93	0,95	0,85	0,97	0,87	0,77	0,78	0,86	0,95	0,85	0,81	0,80	0,82	0,84
<b>REC</b>	0,86	0,85	0,88	0,84	0,83	0,85	0,88	0,85	0,80	0,81	0,80	0,78	0,71	0,74	0,77	0,76	0,81
<b>FOR</b>	0,66	0,70	0,72	0,77	0,79	0,93	0,74	0,85	0,77	0,85	0,79	0,76	0,90	0,78	0,73	0,77	0,76
<b>Desvio Padrão</b>																	
<b>BR</b>	0,21	0,20	0,18	0,17	0,16	0,19	0,20	0,19	0,24	0,21	0,18	0,16	0,19	0,22	0,19	0,19	0,17
<b>S SE DF</b>	0,15	0,16	0,15	0,16	0,15	0,21	0,20	0,22	0,26	0,22	0,16	0,09	0,19	0,20	0,13	0,14	0,14
<b>N NE</b>	0,11	0,09	0,10	0,11	0,10	0,03	0,10	0,04	0,12	0,07	0,06	0,09	0,13	0,10	0,10	0,04	0,05